



Mestrado de Decisão Económica e Empresarial

# **Integração e Contágio no Mercado de Capitais Português**

Inês Malveiro Ruivo

Trabalho apresentado como requisito parcial para a atribuição de Mestrado em  
Decisão Económica e Empresarial

Orientação: Professor António da Ascensão Costa

30 de Setembro de 2011

## **Agradecimentos**

Gostaria de dedicar este espaço a todos aqueles que, pelo seu contributo, permitiram que esta Dissertação fosse realizada. A todos eles deixo aqui o meu sincero agradecimento.

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer ao Professor António Costa pela forma como orientou o meu trabalho. Pela sua total disponibilidade, preocupação e apoio e um sem número de recomendações, que me permitiram encaminhar este trabalho na melhor direcção e, assim, contribuir para uma melhor gestão de tempo e recursos, essencial tanto ao desenvolvimento do trabalho, como da minha autonomia a nível pessoal.

Em segundo lugar, gostaria de agradecer a toda a equipa da SGF, em especial à equipa de Gestão de Activos, pela disponibilização dos dados e incentivo amigo para a realização deste trabalho.

Gostaria ainda de agradecer a Isabel Ruivo, pela correcção ortográfica e revisão do texto, a Mónica Ruivo pelos detalhes históricos do processo de evolução da União Europeia. Aos meus pais e irmão pelo apoio e críticas construtivas dadas; a todos os meus amigos pelo incentivo e colaboração, em especial a Miriam Lobato da Rosa, a André Rodrigues, a Patrícia Sampaio e a Pedro Janeiro.

Deixo também uma palavra de agradecimento a todos os meus Professores de Mestrado, pelo interesse que me transmitiram nas matérias leccionadas, a todos os meus colegas de Mestrado que me acompanharam e um especial agradecimento a Carlos Guerra (Serviços Informáticos) a quem devo a utilização do software.

## Resumo

Ao longo das últimas décadas, tem-se assistido à ocorrência de diversas crises financeiras, que, embora tenham início num contexto nacional ou regional, rapidamente se transformam numa realidade internacional.

A volatilidade dos diferentes mercados de capitais e a maneira como esta se comporta num mercado financeiro global assume elevada importância tanto para os investidores como para os próprios gestores de activos.

Analisando a ligação do mercado bolsista português com os mercados que lhe estão “mais próximos”, num contexto internacional, por meio dos coeficientes de correlação linear, testes de cointegração (longo prazo) e testes de causalidade (curto prazo), permite comprovar a força da sua crescente integração. De facto, contrariamente ao pressuposto pela Hipótese Fraca de Eficiência de Mercado, os índices bolsistas aqui analisados parecem surgir como “substitutos próximos”, seguindo uma linha de comportamento conjunta, evidenciada pelo co-movimento e equilíbrio de longo prazo, para além de fortes correlações ao nível dos seus retornos e fortes suspeitas de contágio.

Foi também analisada a transmissão de volatilidade de seis países europeus (Holanda, França, Alemanha, Espanha, Itália e Reino Unido), e dos Estados Unidos da América, para o índice português, utilizando para o efeito testes à significância do aumento das correlações, do período anterior à crise financeira de 2008 para o período aqui considerado “crítico”, um modelo AR(1)-TARCH(1,1) para a volatilidade do índice português e o cálculo dos rácios da respectiva variância.

As conclusões obtidas indicam que: os retornos médios do Psi20 sofrem influência de *spillovers* por parte dos seus próprios retornos observados no período anterior, bem como por parte dos retornos, desfasados dum período, dos índices espanhol, norte-americano e inglês; existem efeitos *spillover* sobre a volatilidade dos retornos diários do Psi20 por parte das volatilidades dos retornos holandeses, alemães, espanhóis, italianos e ingleses e as alterações ocorridas sobre a variância do índice espanhol permitem explicar cerca de 7,86% das alterações verificadas sobre a variância do Psi20, para o período de dezoito anos considerado.

Desta forma, o Ibex representa o índice externo com maior poder explicativo sobre a volatilidade da série dos retornos portugueses, com especial destaque no período “crítico” onde o seu poder explicativo atinge os 18,90%, quando no período anterior era apenas de 4,75%. No entanto, os factores locais permanecem como os principais responsáveis pelas variações ocorridas no índice português.

Palavras-chave: Retornos, Volatilidade, Cointegração, Contágio/*Spillover*

## **Abstract**

Over the last decades, the world has witnessed the spread of many financial crises that, although started in a national or regional context, quickly became an international reality.

The volatility of several equity markets and its behavior in a financial global market, it's extremely important both to investors and managers.

Analyzing the link between the Portuguese stock market and the nearest ones, in an international context, through linear correlations coefficient, cointegration (long term) and causality (short term) tests, allows us to understand and prove the strength of their growing integration. In fact, contrary to the assumptions of weak world market efficiency hypotheses, the indices analyzed here seem to come as "close substitutes", following a line of joint behavior, as evidenced by co-movement and long term equilibrium, in addition to strong correlations in the returns and strong suspicion of contagion.

It was also analyzed the transmission of volatility between six European countries (Netherlands, France, Germany, Spain, Italy and United Kingdom), the USA and the Portuguese index, through testing the significance of the increase in correlation, from the previous period to the "critical" one, specifying the AR(1)-TARCH(1,1) model for the volatility of the Portuguese index and through variance ratios.

The conclusions indicate that the mean returns for the Psi20 index are influenced by contagion effects from their own returns in the previous period, as well as by the lagged returns for the Spanish, North-American and English indices. There are also spillovers effects on the volatility of the Psi20's daily returns from the Dutch, German, Spanish, Italian and English returns volatility. The Spanish index is the most powerful foreign index in explaining changes in the Portuguese index, accounting for 7,86% of the changes occurred in the Psi20's daily returns volatility during the eighteen period considered.

Thus, the Ibex index has the greater explanatory power, with special emphasis on "critical" period where its explanatory power reaches 18,90%, while in the previous period was only 4,75%. However, the local factors continue to be the principal responsible for variation occurred in the Portuguese index.

**Key-Words:** Returns, Volatility, Cointegration, Contagion/Spillover

## Índice

	Página
1. Enquadramento e Objectivos da Investigação	8
1.1 Enquadramento	8
1.2 Objectivos	8
1.3 Relevância	9
1.4 Estrutura da dissertação	9
2. Revisão da Literatura	10
2.1 Integração nos Mercados Internacionais	10
2.2 Volatilidade das Séries de Índices Financeiros	11
2.3 Efeitos Contágio e <i>Spillover</i>	12
3. Modelo Conceptual e Definição de Hipóteses	13
4. Metodologia e Análise dos Resultados	14
4.1 Dados	14
4.2 Coeficientes de Correlação e teste à hipótese de contágio	16
4.3 Estacionaridade, Cointegração e Causalidade	18
4.4 Modelação da Volatilidade	22
4.5 Modelos ARCH e GARCH	23
4.6 Aplicação dos Modelos TARARCH e teste à hipótese de contágio	26
4.7 Avaliação e comparação dos Modelos estimados	30
5. Conclusões	31
6. Limitações e Pesquisa Futura	33
7. Referências Bibliográficas	34
8. Anexos	37

## Índice de Tabelas e Figuras

	Página
Figura 1: Gráfico dos Índices Logaritmizados, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	14
Figura 2: Gráfico dos Retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	14
Tabela 1: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	15
Tabela 2: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 1993/01/04 e 2007/05/31	16
Tabela 3: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 2007/06/01 e 2010/12/30	16
Tabela 4: Coeficientes de Correlação entre os retornos dos índices bolsistas estudados, para os três períodos considerados	16
Tabela 5: Testes ADF para os Índices Bolsistas Logaritmizados, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	19
Tabela 8: Teste de Causalidade de Granger, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	22
Tabela 10: Teste de Engle para efeitos ARCH	23
Tabela 11: Estimação de um AR(1)-GARCH(1,1) para a série D(LOG(Psi20))	25
Tabela 12: Estimação de um AR(1)-TARCH(1,1) para a série D(LOG(Psi20))	26
Tabela 13: Modelo completo de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20	28
Tabela 14: Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20	29
Tabela 15: Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20	29
Tabela 18: Avaliação da qualidade e do ajustamento dos modelos	31
Tabela 19: Principais critérios de informação	31

## Anexos

	Página
Tabela 6: Teste de Cointegração de Johansen, entre 1993/01/04 e 2010/12/30	37
Tabela 7: Teste de Cointegração de Johansen (1993/01/04 a 2007/05/31 e 2007/06/01 a 2010/12/30)	38
Tabela 9: Teste de Causalidade de Granger, entre 1993/01/04 e 2007/05/31 e entre 2007/06/01 e 2010/12/30	39
Figura 3: Correlograma da série $D(\text{LOG}(\text{Psi20}))$	39
Figura 4: Correlograma dos resíduos estandardizados da estimação $\text{AR}(1)\text{-GARCH}(1,1)$ de $D(\text{LOG}(\text{Psi20}))$	40
Figura 5: Correlograma dos resíduos estandardizados da estimação $\text{AR}(1)\text{-TARCH}(1,1)$ de $D(\text{LOG}(\text{Psi20}))$	40
Tabela 16: Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2007/05/31	41
Tabela 17: Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20, entre 2007/06/01 e 2010/12/30	41
Tabela 20: Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2007/05/31	42
Tabela 21: Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos <i>spillover</i> /contágio para os retornos do Psi20, entre 2007/06/01 e 2010/12/30	42

## 1. Enquadramento e Objectivos da Investigação

### 1.1. Enquadramento

A hipótese de eficiência do mercado defende que os preços dos activos reflectem toda a informação disponível (Roberts, 1967; Fama, 1970 e 1991). Não podendo ser directamente testada, torna necessária a construção de modelos de equilíbrio, que traduzam a evolução dos mercados.

No actual contexto de crise financeira mundial (e, em especial, Europeia) uma maior e mais aprofundada informação é crucial para os investidores, ao nível da diversificação da sua carteira (binómio risco/benefício) e para os responsáveis pelas políticas económicas comuns a um conjunto de mercados financeiros: ambos os agentes precisam tomar decisões que afectem positivamente a performance dos seus investimentos/políticas.

No estudo da evolução dos mercados financeiros, além da teoria de “eficiência do mercado”, aspectos como “rendibilidades” ou “volatilidade” surgem relacionados. Enquanto uns procuram estudar a possível maximização das rendibilidades das carteiras, através da diversificação internacional dos investimentos (Laopodis, 2008 e Clare, Maras e Thomas, 1995), outros procuram modelar o comportamento do risco/volatilidade de diversos activos, procurando, eventualmente, prever a sua evolução (Lessard, 1976).

As conclusões retiradas, por vezes contraditórias, não podem ser consideradas conclusivas. Novos estudos trarão novos resultados, uma vez que o cenário financeiro global foi conhecendo novos actores, cuja performance se estende, cada vez mais, a novos palcos.

### 1.2. Objectivos

Esta investigação foca o índice bolsista de referência português – Psi20, procurando estudar a sua interligação com um conjunto restrito de índices seleccionados e evidenciar relações existentes entre estes, tanto no curto como no longo prazo, num período marcado por diversas alterações estruturais (introdução de uma moeda única na Zona Euro, crises financeiras, etc). Os resultados obtidos serão aplicados na modelação dos retornos do Psi20, procurando evidenciar possíveis *spillovers* sobre a sua média e volatilidade.

Pretende-se caracterizar o Psi20, não isoladamente, mas no seio da Comunidade Europeia e mundial. Afinal, a partir do século XIX, “graças aos avanços políticos, tecnológicos e financeiros” (Laopodis, 2008), os mercados de capitais mundiais têm vivido um processo de integração cada vez mais intenso, não fazendo mais sentido “olhar” apenas para a individualidade de cada um, num Mercado Financeiro cada vez mais globalizado. A União Europeia é exemplo perfeito disso mesmo, ao procurar unificar países com diferentes históricas, modelos económicos, sistemas financeiros ou mesmo níveis de desenvolvimento, constituindo o “estudo de caso” adequado ao processo de integração.



### **1.3. Relevância**

A relevância deste trabalho advém do facto de a volatilidade representar o conceito mais importante do mundo das finanças, pelo que, sendo o Psi20 o principal *benchmark* do mercado accionista português, a modelação da volatilidade dos retornos nacionais, em resposta a “choques” externos, através da contabilização dos seus impactos, permite alargar a base de apoio à tomada de decisões para gestores/investidores/políticos económicos.

Conhecendo as relações de longo prazo entre os mercados, obtêm-se informações importantes para a diversificação de carteiras, úteis para investidores com largos horizontes de investimento, como gestores de fundos de pensões.

Assim, através das cotações diárias de oito índices bolsistas, entre 1993 e 2010, serão construídos modelos que permitam descrever o comportamento da volatilidade do Psi20, integrada num mercado de capitais “único”, estudando a hipótese de influências externas significativas.

### **1.4. Estrutura da dissertação**

A dissertação está organizada da seguinte forma: para além deste primeiro capítulo onde se estabelecem os objectivos e relevância da investigação, apresentamos a revisão da literatura no segundo capítulo. No terceiro capítulo, desenvolvemos o modelo conceptual e as hipóteses de investigação. No quarto capítulo, descrevemos a metodologia e apresentamos uma análise dos resultados, onde podemos encontrar a descrição dos dados utilizados, os modelos empíricos, testes realizados e respectivos resultados. No quinto capítulo, teremos as conclusões desta dissertação e no sexto encontramos as limitações e indicações para pesquisa futura. Por último, temos as referências bibliográficas e os anexos, nos pontos sete e oito, respectivamente.

## **2. Revisão de Literatura:**

### **2.1. Integração nos Mercados Internacionais**

As relações entre os mercados de capitais internacionais, obrigacionistas e accionistas, têm sido cada vez mais estudadas, com base numa grande variedade de técnicas, métodos e testes empíricos, em resultado da crescente qualidade dos dados disponíveis e da consciencialização da sua importância nas carteiras dos investidores internacionais.

Distinguem-se duas vertentes na literatura da internacionalização dos mercados de títulos. Uma investiga os ganhos potenciais para os investidores da diversificação internacional, especialmente entre mercados com correlações baixas com o seu mercado de títulos interno. Ganhos que advêm do curto prazo, já que no longo prazo esses factores específicos a cada país tendem a esbater-se nos outros países. A outra vertente tem testado se os mercados de títulos estão “segmentados”(activos apreçados de acordo com factores particulares ao mercado interno) ou integrados (activos apreçados de acordo com factores internacionais) (Agmon, 1972,1973, Lessard, 1976).

Em 1995, Clare, Maras e Thomas, testaram a cointegração entre os índices dos mercados obrigacionistas do Reino Unido, Estados Unidos da América, Japão e Alemanha, empregando o Método de Engle-Granger a dois passos. Já em 1991, Mills e Mills haviam realizado o mesmo estudo, embora aplicando os Sistemas de Johnansen. Para ambos os estudos, a conclusão indicou ausência de cointegração.

Todavia, estudos mais recentes mostram evidência de co-movimento entre os mercados de capitais da Zona Euro e entre estes e o Resto do Mundo.

Hardouvelis, Malliopoulos e Priestley (2006), concluíram que o grau de cointegração do mercado accionista, para um conjunto de 11 países da UE, durante os anos 90, embora tenha sofrido várias oscilações, era bastante forte na segunda metade deste período. Para os autores, a criação duma União Económica e Monetária, foi a principal causa da integração destes países.

Laopodis (2008), estudou a existência de relações de curto e de longo prazo, através de testes de causalidade de Granger e dos Sistemas de Johansen, respectivamente, mostrando evidências a favor da cointegração, embora fraca, entre os mercados obrigacionistas dos países da Zona Euro (Bélgica, Áustria, Finlândia, França, Alemanha, Irlanda, Itália, Holanda, Portugal e Espanha), e uma forte cointegração entre os países fora da Zona Euro (Noruega, Dinamarca, Reino Unido e Estados Unidos da América), após a entrada em circulação do Euro. A adopção de uma moeda única dentro da União Económica e Monetária, instituída pela União Europeia aquando do Tratado de Maastrich em 1992, redobrou o interesse dos investidores internacionais nestes estudos, pois a presença de cointegração entre estes mercados implicaria que se haviam tornado substitutos próximos, permitindo a utilização de, pelo menos, um deles na previsão dos restantes. Tal violaria a Hipótese Fraca de Eficiência dos Mercados.

No seu estudo, Abad, Chuliá e Gómez-Puig (2010) focam aspectos importantes acerca do binómio diversificação/integração, expondo as consequências da crescente integração dos mercados de capitais internacionais para os investidores internacionais. Também Laopodis (2008) expôs as consequências do processo intensificado de integração económica dos países Europeus, tanto para os investidores internacionais, como para a criação de políticas monetárias comuns.

Enquanto para estes, a crescente aproximação e interdependência entre os países provoca perdas potenciais, eliminando os benefícios da diversificação internacional para os investidores, Dickinson (2007) defende que, embora impossibilitando tais benefícios, a

integração financeira gera crescimento económico, quer pela transferência de capitais entre países “pobres” e “ricos”, quer pelo aumento das oportunidades de substituição intertemporal. O autor defende ainda que a criação de um mercado único, sob uma única moeda, permitiria configurar mercados que, pelos elevados custos de *set-up*, não poderiam existir num mercado de menor dimensão.

Já em 2005, Trichet afirmava que “a integração dos mercados financeiros, ao incentivar a competição e eficiência dos intermediários nas operações e na alocação de recursos, contribui para a estabilidade financeira”.

## 2.2. Volatilidade das séries de Índices Financeiros

A principal característica descritiva de qualquer índice financeiro é o “risco” (sendo também a mais estudada pelo seu claro interesse e importância prática), ou seja, a volatilidade da série temporal do índice. Contudo, é necessário compreender a força e a direcção das relações financeiras entre os países para perceber o que está por detrás do seu comportamento. Num contexto de globalização, tal tem sido objecto de inúmeras investigações empíricas, considerando a possibilidade da sua evolução responder a “choques” exteriores ou, pelo contrário, depender apenas de factores internos, próprios a cada país.

Para um conjunto de quatro países (México, Venezuela, Brasil e Argentina), Patrícia Palermo (2002), baseando-se em modelos multivariados de volatilidade estocástica, estudou a possível existência de co-movimentos na trajectória da volatilidade dos preços de compra das suas *par bonds*, mostrando que estes apresentam comportamentos semelhantes ao longo do tempo.

Christiansen (2007) aponta fortes evidências estatísticas para a presença de *spillovers* na volatilidade dos mercados obrigacionistas norte-americano e europeu (conjunto da União Europeia), sobre os mercados europeus individuais. Através do modelo GARCH próprio para o efeito, a autora conclui que os efeitos dos *spillovers* de volatilidade dos EUA para os países europeus são relativamente fracos, ao contrário dos efeitos provenientes do mercado agregado da UE, comprovando a forte integração e refutando, em parte, a Hipótese Fraca de Eficiência de Mercado.

Através de observações diárias das taxas de câmbio de dez países asiáticos, entre 1994 e 2002, Khalid e Rajaguru (2006) basearam-se num modelo GARCH multivariado para testar a presença de elos de ligação e contágio entre estes, durante a crise asiática de 1997. Em concordância com as evidências teóricas, concluíram que a integração e o contágio são mais visíveis em períodos de crise.

De facto, no palco da crise da Rússia, Rijkkeghem e Weder (1999), demonstram que são precisamente as fortes ligações entre os mercados financeiros os principais canais condutores de contágio. São as estruturas das carteiras e dos investidores, e não os factores macroeconómicos dos países (Glick e Rose, 1999), que permitem explicar o contágio.

A volatilidade tem sido, assim, utilizada na aferição do grau de integração entre os mercados internacionais, funcionando como suporte à tomada de decisões políticas (entre outras). Christiansen (2007) conclui que, após a introdução do Euro, foi reduzida a margem para a implementação de políticas “nacionais”, ampliando a esfera de acção das políticas europeias comuns. Também Laopodis (2008) alertava para a crescente dificuldade em conduzir políticas monetárias directas, derivada da integração dos mercados internacionais.

Igualmente, Pereira (2006), servindo-se das observações diárias dos títulos da dívida soberana do México, Brasil, Rússia e Argentina, entre 1994 e 2002, concluiu que existem evidências empíricas favoráveis à hipótese de forte contágio, principalmente durante os momentos de crise. Tal constatação põe em causa a Hipótese Fraca de Eficiência de Mercado.

### 2.3. Efeitos Contágio e Efeitos *Spillover*

A modelação da volatilidade permite-nos estudar o grau de integração/interdependência entre os mercados analisados, através de duas noções conhecidas da literatura: efeitos contágio ou efeitos *spillover*; cujas origens remetem para os trabalhos de Sharpe (1964), Grubel e Fadner (1971) e, recentemente, King e Wadhwani (1990), Engle, Ito e Lin (1990) e Bekaert e Hodrick (1992).

A noção de contágio tem sido largamente discutida pela literatura existente. Para Bekaert, Harvey e Ng (2005), o contágio refere-se às correlações em excesso entre os mercados de capitais, isto é, correlações além daquilo que seria esperado pelos usuais padrões económicos.

Por *spillovers* entendem-se os efeitos externos sobre a actividade económica dum dado país, representando a forma como este reage às acções dum outro. Ou seja, medem a força com que um país é capaz de induzir determinados comportamentos noutro.

Embora Forbes e Rigobon (2002) os diferenciem, indicando que o uso do termo “contágio” se aplica aquando da análise das correlações, sendo o termo “*spillover*” mais utilizado quando se trabalha com modelos ARCH e GARCH no estudo da transmissão dos “choques”, não será aqui feita qualquer diferenciação, utilizando ambos os termos para definir a mesma situação: capacidade de um ou mais países influenciarem o comportamento de um outro(s).

O crescente número de crises a que o mundo tem assistido desde os anos noventa impulsionou os investigadores a identificar os “canais” de contágio das crises, sugerindo políticas que possam evitar, ou pelo menos minimizar, os seus impactos. Khalid e Rajaguru (2006) identificam como principais factores de contágio os fortes elos comerciais e/ou financeiros entre os países e as alterações ao comportamento especulativo dos investidores, visto que estes respondem aos “choques” verificados num dado país de forma semelhante, baseando-se em certas expectativas acerca do movimento conjunto do mercado.

Glick e Rose (1999) defendiam as fortes ligações comerciais e financeiras entre os mercados dos países afectados como responsáveis pelo contágio, pois quanto mais ligados os mercados desses países estiverem, a nível económico, comercial ou financeiro, maior a probabilidade de se moverem em conjunto. Todavia, tal co-movimento poderá estar relacionado com a noção de interdependência e não necessariamente com contágio. Forbes e Rigobon (2002) concluíram que a transmissão da crise do México em 1994, do crash do mercado accionista norte-americano em 1987 e da crise asiática em 1997 foi devida à interdependência existente entre os países afectados e não ao efeito contágio.

Contudo, os dois conceitos (interdependência e contágio) não são completamente exclusivos: a crescente integração económica e financeira de alguns mercados agrava o problema de contágio, tornando os mercados mais vulneráveis aos seus efeitos (Rijckegheme e Weder, 1999). Aliás, se o mercado dum dado país sofrer um choque negativo, aumentando a exposição dos seus activos ao risco, é natural que os investidores noutro mercado reestruem as suas carteiras de modo a evitarem perdas. Contudo, se esse grupo de mercados se encontrar fortemente integrado, então uma crise num deles aumentará a probabilidade de crise nos restantes, obrigando à revisão e reestruturação das carteiras dos investidores, podendo traduzir-se num aumento da volatilidade dos retornos dos activos desses mercados.

Evidências empíricas sugerem que é nos períodos de crise que as ligações entre os mercados aumentam. Na verdade, se uma crise financeira atingir elevadas proporções, é natural que afecte até os países mais “isolados”. A própria noção de “crise” implica uma ruptura nos padrões usuais de relações e co-movimento entre os mercados, fazendo com que diversos outros países sejam também afectados. Pereira (2006), no estudo da presença de contágio

durante as várias crises financeiras nos anos noventa, considera possível o teste à hipótese de contágio o teste à presença de quebras estruturais na estrutura da volatilidade, caso estas possam ser associadas às crises financeiras.

Quatro metodologias têm sido comumente utilizadas para medir a forma como os “choques” são transmitidos internacionalmente: coeficientes de correlação; modelos ARCH e GARCH; técnicas de cointegração e estimação directa de mecanismos de transmissão directos.

Neste trabalho será realizado o estudo da presença de contágio segundo Forbes e Rigobon (2002) e Christiansen (2007), ou seja, será feita uma análise aos coeficientes de correlação entre os retornos diários estudados e construído o modelo GARCH para os efeitos contágio, respectivamente. O estudo da cointegração é efectuado unicamente com o objectivo de averiguar a possível existência de co-movimento (relações de longo prazo) entre os retornos dos índices, que permitam justificar a utilização de tais modelos de contágio.

### 3. Modelo Conceptual e Definição de Hipóteses

Este trabalho tem como objectivo estudar o impacto das relações entre os índices bolsistas internacionais na modelação da volatilidade do Psi20, procurando o modelo que melhor se lhe adequa, considerando aspectos como cointegração e contágio.

Com base na revisão da literatura, três hipóteses serão analisadas:

*Hipótese 1:* Existe uma relação de equilíbrio de longo prazo no movimento do conjunto dos índices.

*Hipótese 2:* É possível obter um modelo de regressão linear explicativo do comportamento dos retornos do Psi20.

*Hipótese 3:* A volatilidade dos retornos do Psi20 é influenciada pelas correlações entre este e os restantes retornos analisados. Isto é, existem evidências de contágio/*spillovers* sobre os retornos do Psi20.

O estudo desenvolve-se em duas partes. A primeira estuda a integração e existência de co-movimento/relações de equilíbrio de longo prazo entre os índices seleccionados, através de testes de cointegração, e eventuais precedências temporais dos retornos entre si, através dos testes de causalidade. A segunda parte é dedicada à modelação da volatilidade da série dos retornos do Psi20, testando a presença de *spillovers* na sua média e variância, considerando os resultados e conclusões obtidos pelos testes realizados anteriormente.

## 4. Metodologias

Antes de iniciar o estudo, será dada uma breve descrição dos dados, dos métodos aplicados e dos modelos empíricos estimados.

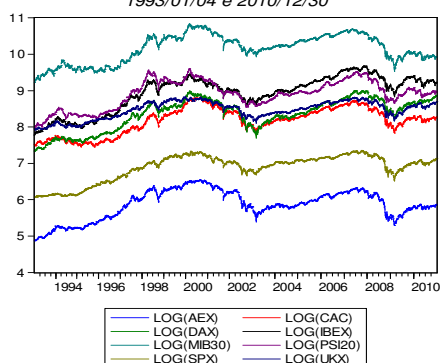
### 4.1. Dados

Neste estudo foram utilizados os índices bolsistas (cotações de fecho diárias), representativos de sete países Europeus – Portugal (Psi20), Espanha (Ibex), França (Cac), Alemanha (Dax), Itália (Mib30), Reino Unido (RU) (Ukx) e Holanda (Aex) - e um país exterior - Estados Unidos da América (EUA) (Spx)- de 4 de Janeiro de 1993 a 30 de Dezembro de 2010, retirados da agência de informação financeira Bloomberg.

As análises incidirão no período total e em dois sub-períodos, 4 de Janeiro de 1993 a 31 de Maio de 2007 e 1 de Junho de 2007 a 30 de Dezembro de 2010, com o objectivo de revelar o impacto de certas condições económicas, como a crise financeira mundial iniciada em meados de 2007, procurando averiguar se estas foram responsáveis por quaisquer alterações significativas nos tipos de relações entre as variáveis (em direcção e intensidade), de um período para o outro, bem como observar a integração (ou não) nos diferentes períodos.

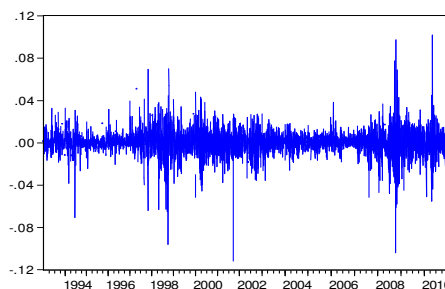
Cada índice é apresentado na sua moeda nacional, sendo que, para os países da Zona Euro (Portugal, Espanha, França, Alemanha, Itália e Holanda), a partir de 1 de Janeiro de 2002 todos eles se encontram em Euros.

**Figura 1:** Gráfico dos Índices Logaritmizados, entre 1993/01/04 e 2010/12/30



Fonte: Eviews 6

**Figura 2:** Gráfico dos Retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2010/12/30  
D(LOG(PSI20))



Fonte: Eviews 6

O estudo inicia-se com a representação gráfica das séries dos índices logaritmizados e dos retornos do Psi20.

A observação do gráfico da Figura 1 sugere-nos que os índices (logaritmos) não são estacionários, parecendo evidenciar, globalmente, uma certa tendência temporal crescente e tendências locais prolongadas.

Todavia, as séries dos retornos diários dos índices, calculados de forma logarítmica ( $R_{i,t} = \ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}$ )<sup>1</sup>, apresentam um comportamento mais estável, exemplificado pelo gráfico da Figura 2, relativo ao Psi20, nunca se afastando muito em torno de zero, sugerindo estacionariedade. Contudo, são visíveis “clusters” de volatilidade, indicando a presença de heterocedasticidade condicional autoregressiva (Otuiki, Radavelli, Seabra e Affonso da Costa Jr., 2008), facto aliás comprovado pela observação do respectivo correlograma na Figura 3 (consultar anexo).

<sup>1</sup> Foram usados os logaritmos pela sua conveniência na interpretação económica dos resultados das regressões e pelo facto de, como é sabido, as séries financeiras apresentarem grande volatilidade e se procurar estabilizar a sua variância. Note-se que, sendo  $D(\ln y_t) \approx (y_t/y_{t-1}) - 1$ , para valores próximos de zero,  $D(\ln y_t)$  pode interpretar-se como a variação relativa/percentual.

Os índices parecem, assim, seguir um comportamento de passeio aleatório, logo, não estacionário, característico das séries financeiras (ver Peña, 2005 ou Brooks, 2002).

**Tabela 1: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 1993/01/04 e 2010/12/30**

	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
<b>Média</b>	0,00024	0,00017	0,00036	0,00034	0,00016	0,00022	0,00025	0,00017
<b>Mediana</b>	0,00077	0,00032	0,00110	0,00092	0,00046	0,00035	0,00067	0,00049
<b>Máximo</b>	0,10028	0,10595	0,10798	0,13484	0,10765	0,10196	0,10957	0,09384
<b>Mínimo</b>	-0,09590	-0,09472	-0,09791	-0,09586	-0,12720	-0,11184	-0,09470	-0,09266
<b>Desvio Padrão</b>	0,01505	0,01494	0,01564	0,01486	0,01548	0,01175	0,01251	0,01217
<b>Assimetria</b>	-0,11814	0,01766	-0,11756	-0,02305	-0,08777	-0,40201	-0,18264	-0,10746
<b>Curtose</b>	9,11855	7,62020	7,64330	8,40626	7,83271	13,85181	11,05126	8,87360
<b>Jarque-Bera</b>	6.631,47	3.775,84	3.823,24	5.170,01	4.136,38	20.943,44	11.489,13	6.110,21
<b>Probabilidade</b>	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
<b>Observações</b>	4.245	4.245	4.245	4.245	4.245	4.245	4.245	4.245

Fonte: Eviews 6

Na Tabela 1 apresentam-se as principais estatísticas descritivas dos retornos diários no período total da amostra (4 de Janeiro de 1993 a 30 de Dezembro de 2010), procurando expor e descrever o seu comportamento.

Considerando a larga dimensão da amostra, constata-se que, embora se verifiquem rendibilidades máximas da ordem dos 13% (Espanha), e quedas de até 12% (Itália), os retornos médios para o período total aproximam-se de zero e são inferiores às suas medianas (característica comum nas séries financeiras – Otuki, Radavelli, Seabra e Affonso da Costa Jr., 2008), embora com tendência para serem positivos, reflectindo o crescimento dos índices. No caso português o valor máximo ronda os 10%, enquanto o mínimo chega aos 11%.

Como se esperava (Peña, 2005), para nenhum dos casos se verifica a presença de normalidade (distribuições não normais), facto comprovado pela nulidade dos valores-p do teste de Jarque-Bera. Ao invés, as séries apresentam distribuições bem mais achatadas (valores elevados para a curtose) que a distribuição normal, indicando leptocurtose (característica dos dados financeiros) e uma assimetria, embora ligeira, significativamente negativa (à excepção de Espanha, onde o coeficiente não é estatisticamente diferente de zero e de França onde este é positivo), em virtude da presença de *outliers*.

Relativamente ao desvio-padrão (utilizado como indicador de volatilidade), a generalidade dos retornos apresenta valores muito próximos, variando entre os 1,175% (Portugal) e os 1,564% (Alemanha).

Nas Tabelas 2 e 3 apresentam-se os resumos das mesmas estatísticas, para os dois sub-períodos considerados, verificando-se uma inversão no comportamento das rendibilidades médias diárias, do primeiro para o segundo sub-período.

Embora se apresentem bastante próximas de zero, no primeiro sub-período verifica-se uma tendência positiva, relacionada com o óbvio crescimento dos índices, enquanto no segundo sub-período, as médias, igualmente próximas de zero, apresentam tendência para serem negativas, eventualmente resultado da crise financeira internacional.

Analisando comparativamente os dois sub-períodos, verificam-se, geralmente, variações máximas bem mais acentuadas para o segundo período considerado, embora se verifiquem, em simultâneo, quedas mais acentuadas nas cotações dos mesmos índices (à excepção dos índices alemão, italiano e português), o que nos leva a concluir pelo aumento da volatilidade das séries dos retornos, do primeiro para o segundo período, facto, aliás, comprovado pelos aumentos nos desvios-padrão das variações dos índices, onde, por exemplo, no caso português este aumenta de 1,048% para 1,568%.

**Tabela 2: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 1993/01/04 e 2007/05/31**

	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
<b>Média</b>	0,00042	0,00036	0,00049	0,00056	0,00043	0,00045	0,00037	0,00025
<b>Mediana</b>	0,00092	0,00044	0,00126	0,00099	0,00053	0,00045	0,00062	0,00053
<b>Máximo</b>	0,09517	0,07002	0,08005	0,07116	0,07774	0,07011	0,05573	0,05904
<b>Mínimo</b>	-0,09420	-0,08775	-0,09791	-0,07909	-0,12720	-0,11184	-0,07113	-0,05589
<b>Desvio Padrão</b>	0,01382	0,01374	0,01505	0,01341	0,01448	0,01048	0,01045	0,01062
<b>Assimetria</b>	-0,11583	-0,10374	-0,25342	-0,21850	-0,23115	-0,72318	-0,09642	-0,16147
<b>Curtose</b>	8,13484	5,99936	6,74555	5,94143	6,87555	14,08658	6,40267	5,82772
<b>Jarque-Bera</b>	3.705,44	1.267,75	2.003,61	1.240,23	2.136,51	17.531,84	1.629,05	1.136,07
<b>Probabilidade</b>	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
<b>Observações</b>	3.366	3.366	3.366	3.366	3.366	3.366	3.366	3.366

Fonte: Eviews 6

**Tabela 3: Rendibilidades Logarítmicas dos Índices Bolsistas, entre 2007/06/01 e 2010/12/30**

	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
<b>Média</b>	-0,00048	-0,00054	-0,00016	-0,00052	-0,00087	-0,00062	-0,00023	-0,00013
<b>Mediana</b>	-0,00016	-0,00034	0,00050	0,00047	-0,00013	0,00008	0,00080	0,00002
<b>Máximo</b>	0,10028	0,10595	0,10798	0,13484	0,10765	0,10196	0,10957	0,09384
<b>Mínimo</b>	-0,09590	-0,09472	-0,07739	-0,09586	-0,08817	-0,10379	-0,09470	-0,09266
<b>Desvio Padrão</b>	0,01902	0,01886	0,01770	0,01942	0,01881	0,01568	0,01840	0,01687
<b>Assimetria</b>	-0,05843	0,25038	0,23171	0,29581	0,23460	0,09939	-0,15728	-0,00825
<b>Curtose</b>	8,57357	8,09650	9,03909	8,80961	8,18500	10,42189	8,87126	8,14544
<b>Jarque-Bera</b>	1.136,95	959,40	1.342,07	1.247,55	991,57	2.016,62	1.264,71	968,57
<b>Probabilidade</b>	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
<b>Observações</b>	878	878	878	878	878	878	878	878

Fonte: Eviews 6

Para ambos os sub-períodos, as conclusões acerca da normalidade das distribuições das séries mantém-se (rejeitando a hipótese nula do Teste de Jarque-Bera, onde  $H_0$  indica normalidade), bem como as conclusões acerca do achatamento – distribuições leptocúrticas - (curtose bastante elevada, em especial no segundo sub-período).

#### 4.2. Coeficientes de Correlação e teste à hipótese de contágio

Tendo por objectivo analisar, de forma simples, a força ou intensidade da relação estatística existente entre os retornos, foram calculados os coeficientes de correlação. Os resultados são apresentados na Tabela 4, para cada um dos períodos considerado.

Observando a Tabela 4, verifica-se que, em qualquer dos períodos, os retornos aparentam estar altamente correlacionada. Sendo as baixas correlações um indício de que os factores internos, próprios a cada país, são mais importantes na determinação dos índices (indicando, assim, que existem vantagens na diversificação), correlações elevadas sugerem que são os factores globais os seus principais determinantes.

**Tabela 4: Coeficientes de Correlação entre os retornos dos índices bolsistas estudados, para os três períodos considerados**

Matriz das Correlações 1993 - 2010								
	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
<b>D(LOG(AEX))</b>	1,00000	0,88110	0,82814	0,79513	0,76151	0,61771	0,52117	0,84066
<b>D(LOG(CAC))</b>	0,88110	1,00000	0,83090	0,83391	0,78909	0,62939	0,52500	0,84717
<b>D(LOG(DAX))</b>	0,82814	0,83090	1,00000	0,75620	0,72802	0,58980	0,55065	0,76302
<b>D(LOG(IBEX))</b>	0,79513	0,83391	0,75620	1,00000	0,76138	0,66350	0,48943	0,76488
<b>D(LOG(MIB30))</b>	0,76151	0,78909	0,72802	0,76138	1,00000	0,59210	0,45749	0,72315
<b>D(LOG(PSI20))</b>	0,61771	0,62939	0,58980	0,66350	0,59210	1,00000	0,36221	0,59409
<b>D(LOG(SPX))</b>	0,52117	0,52500	0,55065	0,48943	0,45749	0,36221	1,00000	0,51728
<b>D(LOG(UKX))</b>	0,84066	0,84717	0,76302	0,76488	0,72315	0,59409	0,51728	1,00000

Fonte: Eviews 6



Matriz das Correlações 1993 - 2007

	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
D(LOG(AEX))	1,00000	0,84717	0,80578	0,76099	0,69777	0,53751	0,46370	0,79397
D(LOG(CAC))	0,84717	1,00000	0,79594	0,79391	0,72200	0,53859	0,47499	0,79600
D(LOG(DAX))	0,80578	0,79594	1,00000	0,72484	0,67642	0,53170	0,51217	0,71565
D(LOG(IBEX))	0,76099	0,79391	0,72484	1,00000	0,69526	0,57528	0,43233	0,71040
D(LOG(MIB30))	0,69777	0,72200	0,67642	0,69526	1,00000	0,49139	0,39638	0,64302
D(LOG(PSI20))	0,53751	0,53859	0,53170	0,57528	0,49139	1,00000	0,29463	0,48183
D(LOG(SPX))	0,46370	0,47499	0,51217	0,43233	0,39638	0,29463	1,00000	0,45933
D(LOG(UKX))	0,79397	0,79600	0,71565	0,71040	0,64302	0,48183	0,45933	1,00000

Fonte: Eview s 6

Matriz das Correlações 2007 - 2010

	D(LOG(AEX))	D(LOG(CAC))	D(LOG(DAX))	D(LOG(IBEX))	D(LOG(MIB30))	D(LOG(PSI20))	D(LOG(SPX))	D(LOG(UKX))
D(LOG(AEX))	1,00000	0,94983	0,88821	0,86114	0,89880	0,76801	0,62133	0,92821
D(LOG(CAC))	0,94983	1,00000	0,92081	0,91153	0,93405	0,80013	0,61380	0,94296
D(LOG(DAX))	0,88821	0,92081	1,00000	0,83794	0,86035	0,72827	0,65084	0,88343
D(LOG(IBEX))	0,86114	0,91153	0,83794	1,00000	0,89877	0,81937	0,58025	0,85774
D(LOG(MIB30))	0,89880	0,93405	0,86035	0,89877	1,00000	0,79342	0,57247	0,88195
D(LOG(PSI20))	0,76801	0,80013	0,72827	0,81937	0,79342	1,00000	0,46264	0,77626
D(LOG(SPX))	0,62133	0,61380	0,65084	0,58025	0,57247	0,46264	1,00000	0,59802
D(LOG(UKX))	0,92821	0,94296	0,88343	0,85774	0,88195	0,77626	0,59802	1,00000

Fonte: Eview s 6

Conforme esperado, os retornos dos países europeus encontram-se bastantes mais correlacionados entre si do que com os EUA. De facto, os critérios de Maastricht, definidos aquando do tratado que instituiu a criação da União Europeia, originaram uma maior sincronização dos ciclos económicos dos países que lhe pertencem, o que poderá ter criado maior simultaneidade nos mercados accionistas, explicando as correlações mais elevadas. No caso português, os retornos do Psi20 aparentam estar mais fortemente correlacionados com os retornos do índice espanhol.

De salientar que, embora no primeiro sub-período já fossem elevadas, as correlações entre os retornos no segundo sub-período, para todos sem excepção, são bastante mais acentuadas, em especial entre o português e o italiano, verificando-se um aumento de 0,3. Tal fenómeno é apoiado pela teoria financeira que nos diz que em períodos de crise os países tornam-se mais “próximos” – efeito contágio (Khalid e Rajaguru, 2006, Pereira, 2006 e Bekaert, Harvey e Ng, 2005). Em situações de choques (positivos ou negativos) de grande magnitude, a presença de contágio implica que a volatilidade (condicional ou marginal) do país de “origem” se propaga para o país “contagiado” e para as correlações (condicionais ou marginais).

A análise dos coeficientes de correlação é a metodologia mais utilizada na literatura empírica para medir o efeito contágio, isto é, medir de que forma os “choques” são transmitidos internacionalmente (Forbes e Rigobon, 2002). Partindo do cálculo das correlações entre os retornos para dois períodos de tempo distintos, testa-se a significância estatística do aumento das correlações do período “estável” para o período “crítico”. Se o aumento for significativo, conclui-se a favor do fortalecimento dos mecanismos de transmissão, de um mercado para outro, após a ocorrência de um “choque”, indicando a presença de contágio (Forbes e Rigobon, 2002).

Seguindo o mesmo raciocínio, Dungey, Fry, Gonzalez-Hermosillo e Martin (2004) afirmam que o contágio pode ser testado comparando a estrutura das correlações entre o período de crise e o período anterior, pois, e usando as palavras dos autores, “o contágio provoca alterações estruturais nas covariâncias e variâncias condicionais, durante os períodos de crise”, já que evidências sugerem ser neste período que os factores globais são mais determinantes.

Contudo, períodos de crise são igualmente caracterizados pelo aumento da volatilidade das séries financeiras, pelo que aumentos nas correlações podem reflectir apenas o efeito provocado pelas alterações na volatilidade e não indicativos de quebras estruturais nos

processos geradores das séries dos retornos. Assim, embora se verifique um acentuado aumento nas correlações, do primeiro para o segundo período, concluir que este, a par do aumento na volatilidade dum período para o outro, se deva unicamente ao contágio pode ser precipitado. Na verdade, Forbes e Rigobon (2002) consideram que testes ao contágio baseados apenas no aumento das correlações são “enviesados e imprecisos”, devido à heterocedasticidade presente neste tipo de retornos.

De facto, as correlações são funções positivas da volatilidade, logo, em períodos de crise, tipicamente caracterizados por aumentos na volatilidade, testar a hipótese de contágio baseada nas correlações (condicionais) pode resultar em evidências de “contágio espúrio”.

Forbes e Rigobon (2002) sugerem, como forma de ultrapassar este problema, um teste bivariado à significância das alterações nas correlações, baseado numa estatística-t. O teste passa pela construção da correlação marginal ajustada, que não é mais que o rácio entre a correlação condicional e uma função não linear da alteração percentual na volatilidade dos retornos do país de origem do contágio, de um período para o outro. A estatística de teste é dada por:

$$FR1 = (v_y - \rho_x) / \sqrt{\frac{1}{T_y} + \frac{1}{T_x}} \quad , \quad \text{onde } v_y = \rho_y / \sqrt{1 + [(\sigma_y^2 - \sigma_x^2) / \sigma_x^2](1 - \rho_y^2)} \quad (1)$$

onde  $v_y$  representa a correlação marginal para o segundo período,  $\rho_x$  é o coeficiente de correlação retirado da Tabela 4, para o primeiro período e  $T_x$  e  $T_y$  correspondem ao número de observações para o primeiro e segundo períodos, respectivamente. Os termos  $\sigma_y^2$  e  $\sigma_x^2$  representam as variâncias para os períodos “crítico” e “estável”, respectivamente, do país de origem do contágio.

O teste foi aplicado sobre as correlações obtidas para a amostra de países seleccionada e, embora não sejam aqui apresentados os resultados, a hipótese nula de ausência de contágio (ou seja, a não alteração da correlação, do período “estável” para o “crítico”) foi rejeitada para a totalidade dos países, à excepção dos EUA.

Contrariamente ao concluído pelos autores, existe, neste caso, evidência estatística a favor da presença de contágio durante a crise financeira nos mercados bolsistas analisados. Conforme foi já mencionado, tais conclusões, podem ser justificadas pela convergência económica e monetária ocorrida nos países europeus estudados e que permitiu a sua crescente integração, tornando-os, obviamente, mais “vulneráveis” à transmissão de “choques”.

#### 4.3. Estacionaridade, Cointegração e Causalidade

Construir um modelo para a volatilidade do Psi20, considerando eventuais influências externas, exige testar a significância estatística das relações entre os índices analisados.

Interpretar os coeficientes de impacto de longo prazo ( $\beta$ ), dum modelo de regressão linear, apenas nos permitiria retirar conclusões válidas caso as séries dos índices fossem estacionárias.

Assim, começou por se aplicar o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) (Dickey e Fuller, 1979), para testar a estacionaridade dos índices. A equação de teste é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \Phi y_{t-1} + \bar{\delta}_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \bar{\delta}_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde  $y_t$  representa o índice logaritmicado,  $\alpha$  é uma constante,  $\beta$  o coeficiente do termo de tendência (incluído pelo facto das séries dos índices logaritmicados parecerem conter tendências estocásticas crescentes – Figura 1) e  $p$  a ordem do processo autorregressivo. Os resultados são apresentados na Tabela 5.

**Tabela 5: Testes ADF para os Índices Bolsistas Logaritmizados, entre 1993/01/04 e 2010/12/30**

		Teste Augmented Dickey-Fuller (1993 - 2010)			
		Em Níveis		Em Primeiras Diferenças	
		c/termo tendência		s/termo tendência	
		t-statistic	p-value	t-statistic	p-value
LOG	AEX	-1,94589	0,62990	-22,63120	0,00000
LOG	CAC	-1,62810	0,78200	-29,79400	0,00000
LOG	DAX	-2,06478	0,56480	-66,61907	0,00010
LOG	IBEX	-1,71780	0,74350	-48,62695	0,00010
LOG	MIB30	-1,57747	0,80190	-64,57144	0,00010
LOG	PSI20	-1,72308	0,74110	-58,71156	0,00010
LOG	SPX	-1,64985	0,77300	-50,66754	0,00010
LOG	UKX	-1,99062	0,60580	-29,82272	0,00000

Fonte: Eview s 6

Pelo exposto, rejeita-se a presença de estacionaridade em cada um dos  $y_t$ , isto é, as séries dos logaritmos são integradas de ordem um,  $I(1)$ , contendo uma raiz unitária. No que respeita às rendibilidades, pelo contrário, é rejeitada a hipótese nula de não estacionaridade para a totalidade dos retornos, pelo que podemos concluir que estes são  $I(0)$ , ou seja, não contêm raízes unitárias.

Não sendo estacionários, regressões nos níveis (logaritmos) poderão erradamente implicar a existência de relações económicas significativas (regressões espúrias), excepto se estes formarem uma relação de cointegração estacionária.

A interpretação económica da cointegração diz-nos que se duas ou mais séries estiverem ligadas de modo a formarem uma relação de equilíbrio no longo prazo, para a qual o sistema económico converge ao longo do tempo, então, embora em si as séries possam conter tendências estocásticas (não estacionárias), existirá co-movimento ao longo do tempo e a sua diferença ( $u_t = y_t - \beta x_t$ ) será constante (estacionária).

Considerando duas (ou mais) séries,  $y_t$  e  $x_t$ , ambas  $I(d)$ , qualquer combinação linear entre elas também será  $I(d)$ . Contudo, se existir um vector  $\beta$  tal que os resíduos da regressão ( $u_t = y_t - \beta x_t$ ) sejam  $I(d-b)$ , com  $b > 0$ , então, segundo Engle e Granger (1987),  $y_t$  e  $x_t$  serão integradas de ordem  $(d,b)$  e, neste caso,  $y_t$  e  $x_t$  dizem-se cointegradas (Teorema de Representação de Granger). Apenas nestes casos (variáveis cointegradas) podemos estimar o modelo estático de longo prazo,  $y_t = \beta x_t + u_t$ , pelo método dos mínimos quadrados (OLS) pois, graças à sua propriedade de “superconsistência” na presença de cointegração, obtêm-se estimativas consistentes da relação estacionária de longo prazo entre as variáveis, sendo possível ignorar, assintoticamente, quaisquer dinâmicas ou endogeneidades.

No seu estudo, Clare, Maras e Thomas (1995), seguiram a Metodologia de Engle-Granger a dois passos, para identificar relações de equilíbrio de longo prazo entre os índices de mercado obrigacionistas para quatro países (Alemanha, Japão, RU e EUA), rejeitando a presença de cointegração entre eles. Tal metodologia aplica o teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987), baseado no estudo da estacionaridade dos resíduos da regressão de uma das variáveis sobre a(s) outra(s).

Todavia, neste trabalho será utilizado o método desenvolvido por Johansen (1988), pelo facto de a metodologia anterior, ao ser univariada, considerar apenas a existência de um único vector de cointegração quando, para  $n > 2$ , poderão existir até  $(n - 1)$  vectores de cointegração linearmente independente.

O método de Johansen tem por base a definição de um vector de  $n$  variáveis  $z_t$ , potencialmente endógenas, a partir do qual se especifica o processo gerador dos dados, modelando  $z_t$  como um vector autoregressivo (VAR), sem restrições, incluindo até  $k$  lags de  $z_t$ :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t, \quad u_t \sim IN(0, \Sigma) \quad (3)$$

onde  $z_t$  é  $(n \times 1)$  e cada um dos  $A_i$  é uma matriz  $(n \times n)$  de parâmetros. O sistema construído pelas variáveis em  $z_t$  é apresentado na sua forma reduzida, onde cada uma dessas variáveis é apenas regredida pelos *lags* de si própria e das restantes variáveis do sistema.

Os resultados da aplicação dos “Sistemas de Cointegração de Johansen” apresentam-se na Tabela 6 (consultar anexo), considerando que as variáveis  $y_t$  (logaritmos) têm tendências lineares mas as equações de cointegração têm apenas uma constante<sup>2</sup>, pelo facto de nenhuma das séries ser estacionária.

O teste realiza-se por intermédio de duas estatísticas: a estatística “Trace”<sup>3</sup>, testando a hipótese nula de  $r$  relações de cointegração contra a alternativa de  $k$  relações de cointegração, onde  $k$  é o número de variáveis endógenas, para  $r = 0, 1, 2, \dots, (k-1)$  e a estatística do “Máximo Valor Próprio”<sup>4</sup>, testando a hipótese nula de  $r$  relações de cointegração contra a alternativa de  $(r + 1)$ .

Analisando os resultados, constata-se que ambos os testes concluem pela existência de duas equações de cointegração (estacionárias), ou seja,  $r = 2$ .

Partindo dos mesmos pressupostos, o teste foi aplicado a cada um dos sub-períodos, cujos resultados são apresentados na Tabela 7 (consultar anexo). Para o período “estável” conclui-se a favor da cointegração; pelo teste “Trace” são encontrados dois vectores de cointegração e pelo teste do “Máximo Valor Próprio” é encontrado um vector de cointegração. Para o período “crítico”, em ambos os testes se rejeita a hipótese de cointegração.

Posto isto, e pelo que é conhecido da teoria económica/financeira, toda a crise económica e financeira representa uma quebra na estrutura do ciclo económico, afectando as variáveis que o compõem. Embora se encontrem, na literatura, evidências de que é nos períodos de crise que os países se tornam mais próximos (Khalid e Rajaguru, 2006; Pereira, 2006 e Bekaert, Harvey e Ng, 2005), rejeita-se a presença de co-movimento no período “crítico” entre as séries dos índices estudados, isto é, não existe convergência entre eles.

Até aqui foram estudadas as correlações contemporâneas e as relações de longo prazo entre as variáveis, contudo, nada se sabe acerca dos seus relacionamentos de curto prazo e, embora a correlação meça a força e o sinal do relacionamento entre variáveis, falha em capturar direcção, nada nos dizendo acerca da causalidade.

De facto, “a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode nunca estabelecer uma relação causal entre elas” (Kendall e Stuart, 1961).

Nesse sentido, foram aplicados os Testes de Causalidade de Granger sobre os retornos dos índices (variáveis estacionárias), com vista a superar as limitações do uso de simples correlações.

Estes testes assumem que toda a informação relevante para a previsão dos valores futuros das variáveis em causa está contida nas suas séries temporais. Uma dada variável  $X$  (estacionária) causa “à Granger” uma outra variável  $Y$  (estacionária) se pudermos obter previsões estatisticamente mais significativas de  $Y$  apenas baseado nos valores desfasados de  $X$  e  $Y$ . Assim, o termo “causalidade”, em estatística, não significa endogeneidade, mas uma relação de precedência temporal entre as variáveis (Leamer, 1985).

<sup>2</sup> De facto, pela aplicação do “Teste Resumo de Johansen”, pelo critério de informação de Scharwz, indica que, o mais adequado, é incluir um termo constante na equação de cointegração, mas não incluir qualquer tendência (pressuposto 3).

<sup>3</sup>  $J_{\text{trace}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$

<sup>4</sup>  $J_{\text{max}} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$

Estes testes permitem-nos responder às seguintes questões: é possível afirmar que Y causa X ou que X causa Y? Ou existe simultaneidade entre as duas, ou seja, Y causa X e X causa Y? O teste de causalidade de Granger procura determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y. Por esse motivo, a sua aplicação tem sido também observada no estudo a hipótese de contágio (Khalid e Rajaguru, 2006): se X "Granger-causa" Y, então mudanças em X precedem temporalmente mudanças em Y.

Para duas variáveis estacionárias, X e Y, o teste generalizado para k desfasamentos envolve estimar as seguintes equações:

$$Y_t = \sum_i^k \alpha_i X_{t-i} + \sum_i^k \beta_i Y_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

$$X_t = \sum_i^k c_i X_{t-i} + \sum_i^k d_i Y_{t-i} + u_{2t} \quad (5)$$

onde  $u_{it}$  são os resíduos, que se assumem não correlacionados.

As hipóteses nula e alternativa, para a primeira equação, são dadas, respectivamente, por:

$H_0: \sum \alpha_i = 0$  (não existe causalidade "à Granger" da variável X para a variável Y)

$H_1: \sum \alpha_i \neq 0$ , para  $i=1,2,\dots,p$  (existe causalidade "à Granger" da variável X para a variável Y)

As mesmas hipóteses são válidas para a equação (5), substituindo apenas  $\sum \alpha_i$  por  $\sum d_i$ .

Os testes foram realizados sobre os retornos estudados, no período total, considerando cinco *lags* e, incidindo a investigação sobre o Psi20, os resultados das relações causais entre este e os restantes são apresentados na Tabela 8, onde se conclui pela existência de relações de causalidade bidireccionais entre os retornos portugueses, holandeses, ingleses e estadunidenses. Além disso, o Psi20 aparenta causar "à Granger" os restantes retornos.

Os resultados comprovam que alterações nos índices norte-americano, inglês e holandês, ocorridas no período anterior, causam distúrbios nas cotações correntes do índice bolsista português e vice-versa. Para além disso, a instabilidade nos retornos portugueses causa alterações nos retornos dos índices francês, espanhol, alemão e italiano, no período seguinte.

Ou seja, existem efeitos de causalidade estatística entre os mercados analisados, pelo que as alterações num dado mercado influenciam os restantes de forma sistemática. Como tal, estes resultados suportam, novamente, a hipótese de contágio da crise, para o período total da amostra. De facto, a crise teve início nos EUA, na sequência da chamada "crise dos *subprimes*", propagando-se para o continente europeu. Sendo considerado o principal driver dos mercados de capitais mundiais, é natural que alterações no índice norte-americano influenciem os movimentos dos restantes índices, o que poderá resultar em efeitos *spillover* sobre estes.

**Tabela 8: Teste de Causalidade de Granger, entre 1993/01/04 e 2010/12/30**

*H0: X não "Granger-causa" Y*

X	Y	estatística-F	valor-p
D(LOG(Psi20))	D(LOG(AEX))	4,954	0,000
	D(LOG(CAC))	6,387	0,000
	D(LOG(DAX))	3,898	0,002
	D(LOG(IBEX))	5,721	0,000
	D(LOG(MIB30))	5,366	0,000
	D(LOG(SPX))	6,856	0,000
	D(LOG(UKX))	4,950	0,000
D(LOG(AEX))	D(LOG(Psi20))	2,475	0,030
D(LOG(CAC))		0,962	0,440
D(LOG(DAX))		0,959	0,441
D(LOG(IBEX))		0,802	0,548
D(LOG(MIB30))		1,686	0,134
D(LOG(SPX))		48,775	0,000
D(LOG(UKX))		2,809	0,015

Fonte: Eviews 6

Contudo, pela Tabela 9 (consultar anexo), verifica-se tais relações nem sempre se deslocaram no mesmo sentido. No primeiro sub-período, os valores correntes do Psi20 afectam a generalidade dos retornos observados, sendo apenas simultaneamente afectados pelas alterações nos valores passados dos retornos norte-americanos, indicando que as bolsas europeias, no período pré-crise não apresentavam uma ligação tão forte. Em oposição, no período “crítico”, variações no índice português afectam e são, simultaneamente, afectadas por alterações nos restantes índices, à excepção do índice espanhol (onde apenas se verifica causalidade no sentido Psi20 – Ibex), evidenciando forte elos de ligação inter-mercados.

Da análise efectuada, prova-se que as ligações entre os mercados de capitais estudados aumentaram durante o período de crise. Com base nos testes acabados de realizar, encontra-se fraco suporte à hipótese de contágio no período pré-crise, contudo, as ligações entre os países tendem a aumentar em períodos de crise, em conformidade com o defendido por Forbes e Rigobon (2002), comprovado pelas crescentes relações de causalidade no segundo sub-período.

Tais evidências indicam ser possível obter previsões estatisticamente mais significativas de um índice, com base nos valores passados dum outro, em oposição ao defendido pela Hipótese Fraca de Eficiência de Mercado.

#### 4.4. Modelação da volatilidade

Embora as variáveis sejam cointegradas e, logo, as estimativas dos coeficientes  $\beta$  do modelo de longo prazo estático podem ser validamente interpretadas, Campbell, Lo e MacKinlay (1997) defendem que a maioria das relações em finanças é, explicitamente, não linear (resíduos que não seguem distribuições normais e variâncias condicionais que apresentam dependência temporal), pelo que modelos de estruturas lineares se tornam incapazes de explicar certas características importantes que são comuns às séries financeiras.

Brooks (2002), identifica três características próprias dos dados financeiros, incapazes de serem transmitidas através de modelos lineares:

- 1 – Distribuições leptocúrticas; ou seja, as distribuições das séries dos retornos de activos apresentam, na sua maioria, abas mais largas e existência de elevados “picos” sobre a média.
- 2 – “Clusters” de volatilidade; ou seja, nos mercados financeiros, variações amplas dos retornos tendem a seguir variações amplas dos retornos, o que faz com que a volatilidade pareça ocorrer por “cachos”.
- 3 – Efeito de alavancagem (*Leverage effect*); que corresponde, geralmente, a situações em que “choques” negativos têm maior impacto sobre os mercados que “choques” positivos da mesma magnitude, fazendo aumentar a sua volatilidade.

Além destas, as séries financeiras apresentam pouca ou nenhuma estrutura na média, ou seja, constituem passeios aleatórios (ou quase), como resultado da interacção dos vários agentes do mercado, altamente concorrenciais (Baillie e Bollerslev, 2002).

Existem vários tipos de modelos não lineares: modelos não lineares na média, modelos não lineares na variância ou modelos não lineares na média e na variância, e para cada um deles existe uma especificação própria. Os modelos não lineares mais comumente utilizados para modelar e prever a volatilidade de séries financeiras são os modelos *Autoregressive Conditionally Heteroscedastic* – ARCH, introduzidos por Engle (Engle, 1982) para descrever a incerteza em volta da inflação no Reino Unido, e os modelos *Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic* – GARCH, introduzidos por Bollerslev (Bollerslev, 1986).

Para além disso, estes modelos apresentam outra importante vantagem. Normalmente, é assumido que a variância dos termos de erro é constante, isto é, homocedástica; contudo, no contexto das séries financeiras é bastante improvável que tal aconteça, implicando que as estimativas obtidas para os erros padrão estejam erradas. Brooks (2002) apelida-a de “volatilidade autocorrelacionada”, ou seja, heterocedástica. A presença de heterocedasticidade condicional nos dados invalida a análise de inferência estatística no estudo das relação entre os índices.

Os modelos ARCH permitem modelar este mesmo fenómeno, anteriormente apresentado como “clusters” de volatilidade, pelo facto de não assumirem que a variância dos termos de erro seja constante, mas, pelo contrário, descrevendo a evolução dessa mesma variância.

#### 4.5. Modelos ARCH e GARCH

Antes de se estimar um modelo ARCH, deve garantir-se que esta classe de modelos é necessária para modelar os dados em estudo. Desta forma, foi realizado o Teste de Engle (1982) para efeitos ARCH nos resíduos do modelo:

$$D(\text{LOG}(\text{PSI20}_t)) = \beta_0 + \beta_1 D(\text{LOG}(\text{AEX}_t)) + \beta_2 D(\text{LOG}(\text{CAC}_t)) + \beta_3 D(\text{LOG}(\text{DAX}_t)) + \beta_4 D(\text{LOG}(\text{IBEX}_t)) + \beta_5 D(\text{LOG}(\text{MIB30}_t)) + \beta_6 D(\text{LOG}(\text{SPX}_t)) + \beta_7 D(\text{LOG}(\text{UKX}_t)) + e_t \quad (6)$$

Os resultados são apresentados na Tabela 10

**Tabela 10: Teste de Engle para efeitos ARCH**

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	207,017	Prob. F(1,4242)	0,00000
Obs*R-squared	197,478	Prob. Chi-Square(1)	0,00000

Fonte: Eview s 6

Testou-se a hipótese nula do coeficiente do *lag* dos quadrados dos resíduos na equação de teste (Engle, 1982) não ser significativamente diferente de zero. Ambas as estatísticas obtidas são bastantes significativas (valores-p nulos), pelo que se rejeita  $H_0$ , ou

seja, existe evidência da presença de um modelo tipo ARCH nas rendibilidades logarítmicas do índice português.

Os modelos ARCH permitem “relaxar” a hipótese de normalidade dos resíduos, ao permitir que a variância condicional de uma série não seja constante. O modelo geral, ARCH( $q$ ) permite dependência na variância condicional até “ $q$ ” defasamentos e a sua primeira especificação (Engle, 1982) é dada por:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q e_{t-q}^2, \quad \alpha_0 > 0 \text{ e } \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q \quad (7)$$

em que  $e_t = \sigma_t \xi_t$ , onde  $\xi_t$  é um ruído branco normalmente distribuído ( $\xi_t \sim N(0,1)$ ),  $\sigma_t^2$  representa a variância condicional no período  $t$  e é função dos quadrados das “ $q$ ” inovações anteriores. A condição de estacionaridade é dada por:  $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_q < 1$ , sendo verificada, a variância marginal (incondicional) de  $e_t$  é dada por  $\alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_q)$ .

Embora os modelos ARCH sejam úteis no desenvolvimento e análise de modelos de volatilidade para séries temporais, novos e aperfeiçoados procedimentos foram desenvolvidos para modelar e prever a volatilidade de séries temporais financeiras.

Na prática é usada uma extensão destes modelos que permite que a variância condicional dependa dos seus próprios *lags*, denominada GARCH – Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedastic.

O modelo geral GARCH( $p, q$ ) de Bollerslev (1986), onde “ $p$ ” representa o número de *lags* da variância condicional e “ $q$ ” o número de *lags* do quadrado dos erros, apresenta a seguinte formulação:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q e_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (8)$$

onde  $\sigma_{t-j}^2$  representam as “ $p$ ” mais recentes estimativas para a variância condicional.

Na prática, o modelo GARCH(1,1) é, geralmente, suficiente para capturar “clusters” de volatilidade presentes nas séries. A variância incondicional, nestes modelos é dada por:

$$\text{Var}(e_t) = \alpha_0 / [1 - (\alpha_1 + \beta)] \quad (9)$$

sendo constante desde que o parâmetro de persistência  $\lambda = (\alpha_1 + \beta) < 1$ . Assim, o modelo GARCH será estacionário, permitindo que as previsões da variância condicional convirjam para o valor médio de longo prazo, à medida que o horizonte de previsão aumenta.

Para o caso em que  $(\alpha_1 + \beta) = 1$  existe uma raiz unitária na variância e o processo de convergência não é possível, resultando num modelo IGARCH(1,1), não estacionário na variância. Quando  $(\alpha_1 + \beta) > 1$  a variância não é estacionária e as suas previsões tenderão para infinito à medida que o horizonte de previsão aumenta.

Posto isto, foi usado um modelo de tipo GARCH para a variância condicional da série dos retornos do Psi20, cujos parâmetros foram estimados pelo método da máxima verosimilhança. Foi utilizado o algoritmo de optimização de Berndt-Hall-Hall-Hausmann (BHHH), conforme recomendado por Bollerslev.

Tal estimação envolve, primeiramente, especificar a equação para a média. Suportada pelas conclusões retiradas da análise gráfica e estatísticas descritivas, bem como pelo correlograma da série dos retornos do Psi20 (Figura 3 – consultar anexo), os retornos do Psi20 foram modelados através dum processo AR(1)-GARCH(1,1). Os resultados apresentam-se na Tabela 11, observando-se:

1º - significância estatística dos coeficientes dos *lags* dos quadrados dos erros e da variância condicional;



2º - o coeficiente do termo de constante na equação da variância é bastante reduzido (embora significativamente diferente de zero), o parâmetro “ARCH” (*lag* dos quadrados dos resíduos) é 0,18572 e o parâmetro “GARCH” (*lag* da variância condicional) é 0,81411;

3º - na equação para a média, verificam-se as condições de estacionariedade do modelo (coeficiente do termo autoregressivo é menor que a unidade).

Embora  $\alpha_0$  seja significativamente diferente de zero, a soma dos coeficientes da equação da variância encontra-se bastante próxima da unidade ( $\alpha_1 + \beta_1 = 0,99983$ ), implicando que, caso se verifiquem “choques” na variância condicional, estes serão largamente persistentes, pelo que a variância condicional tenderá muito lentamente para o seu valor médio de longo prazo.

Não obstante, o correlograma dos resíduos estandardizados (Figura 4 – consultar anexo) mostra evidências de autocorrelação. Assim, o modelo estimado apresenta má especificação, que pode ser devida a quebras estruturais, nomeadamente, derivadas da crise financeira internacional.

**Tabela 11: Estimação de um AR(1)-GARCH(1,1) para a série D(LOG(PSI20))**

Dependent Variable: D(LOG(PSI20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 1/07/1993 12/30/2010				
Included observations: 4244 after adjustments				
Convergence achieved after 25 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,00064	0,00013	5,03768	0,00000
AR(1)	0,11949	0,01551	7,70667	0,00000
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00000	0,00000	11,97565	0,00000
RESID(-1)^2	0,18572	0,00809	22,94857	0,00000
GARCH(-1)	0,81411	0,00786	103,64780	0,00000

Fonte: Eviews 6

Embora permitam capturar características próprias das séries financeiras, como os “clusters” de volatilidade, os modelos ARCH/GARCH, ao considerarem o quadrado do termo de erro  $e_{t-1}$ , não distinguem entre choques positivos e negativos.

Uma forma de representar o efeito assimétrico dos choques é através do modelo TARCH (*Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), proposto por Zakoian (1993).

De acordo com estes modelos, choques negativos têm um impacto maior sobre a volatilidade que choques positivos da mesma magnitude. A variância condicional do modelo TARCH(1,1) é definida pela equação:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} e_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

onde todas as variáveis e parâmetros apresentam o mesmo significado que anteriormente e  $d_{t-1}$  é uma variável *dummy* que assume o valor  $d_{t-1} = 1$  (se  $e_{t-1} < 0$ ) e  $d_{t-1} = 0$  (se  $e_{t-1} > 0$ ).

Desta forma, sobre o mesmo modelo foi aplicada a modelação AR(1)-TARCH(1,1), obtendo-se os resultados apresentados na Tabela 12.

Pelo valor positivo e significância estatística do termo  $d_{t-1} e_{t-1}^2$  do modelo estimado, constata-se que a série dos retornos portugueses contém evidências de diferentes respostas a choques positivos e negativos: o impacto duma inovação proveniente dum choque negativo é quase duas vezes “mais forte” que uma inovação proveniente dum choque positivo.

A persistência dos choques, dada por  $\alpha_1 + \frac{1}{2} \lambda_1 + \beta_1$  (Ling e McAleer, 2002) é inferior à obtida pelo GARCH (0,98913) e, embora não sejam aqui apresentados os respectivos coeficientes, os critérios de informação (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn) confirmam que o segundo modelo proporciona um melhor ajuste à modelação do comportamento dos retornos da série.

**Tabela 12: Estimação de um AR(1)-TARCH (1,1) para a série D(LOG(PSI20))**

Dependent Variable: D(LOG(PSI20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 1/07/1993 12/30/2010				
Included observations: 4244 after adjustments				
Convergence achieved after 25 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,00042	0,00015	2,84210	0,00450
AR(1)	0,13241	0,01598	8,28776	0,00000
GARCH = C(3) + C(4)*RESID(-1)^2 + C(5)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(6)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00000	0,00000	13,53972	0,00000
RESID(-1)^2	0,10693	0,00969	11,03079	0,00000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,12704	0,01111	11,43785	0,00000
GARCH(-1)	0,81868	0,00821	99,68359	0,00000

Fonte: Eview s 6

Contudo, no correlograma dos resíduos estandardizados permanecem evidências de autocorrelação – heterocedasticidade residual – (ver Figura 5 – consultar anexo) o que constitui um sinal de má especificação do modelo. De facto, na presença de contágio, uma estrutura GARCH ou mesmo TARCH, em princípio, não será capaz de modelar completamente um processo como o apresentado (Pereira, 2006).

#### 4.6. Aplicação dos Modelos TARCH e teste à hipótese de contágio

Neste ponto será usada uma metodologia semelhante à de Christiansen (2007), equivalente à seguida por Bekaert, Harvey, Campbell e Ng (2005), baseada na construção de modelos de regressão para os efeitos contágio/*spillover*.

As estimações foram obtidas através das regressões de modelos TARCH univariados para estudar o efeito de “choques” externos sobre os retornos portugueses, pelo que, ao invés de construir um índice europeu agregado (Christiansen, 2007), representativo do “efeito regional”, foram usados os restantes retornos, individualmente.

Inicialmente, foram construídos modelos para os retornos holandês, francês, alemão, espanhol, italiano, estadunidense e inglês, adoptando-se um modelo AR(1)-TARCH(1,1) como padrão.

Embora, pela Tabela 8 se verifique bicausalidade entre os retornos português e holandês, português e estadunidense e português e inglês, apenas se considerou a existência de efeitos *spillover* sobre o Psi20, não incluindo a hipótese de causalidade no sentido inverso aquando da modelação dos três outros retornos.

Os retornos médios individuais (à excepção do português) foram modelados de forma a evoluírem de acordo com um processo AR(1) simples:

$$R_{i,t} = c_{0,i} + c_{1,i} R_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (11)$$

onde  $R_{i,t}$  representa o retorno do país  $i$  no período  $t$  e  $e_{i,t} | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_{i,t}^2)$  representa o choque idiossincrático, normalmente distribuído, com média nula e cuja variância condicional segue um processo TARCH(1,1) dado por:

$$E(e_{i,t}^2 | I_{t-1}) = \sigma_{i,t}^2 = \omega_i + \alpha_i e_{i,t-1}^2 + \lambda_i d_{t-1} e_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (12)$$

De acordo com as condições de não negatividade e estacionaridade:  $\omega_i > 0$ ,  $\alpha_i, \beta_i \geq 0$  e  $(\alpha_i + \lambda_i/2 + \beta_i) \leq 1$  e  $|c_{1,i}| < 1$ , respectivamente.

Seguidamente, foi construído o modelo para os retornos do Psi20. A equação da média segue um processo AR(1) estendido, incluindo efeitos *spillover* provenientes das restantes bolsas analisadas:

$$R_{Psi20,t} = c_{0,Psi20} + c_{1,Psi20} R_{Psi20,t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i R_{i,t-1} + \sum_{i=1}^k \Phi_i e_{i,t-1} + e_{Psi20,t} \quad (13)$$

onde  $e_{Psi20,t} | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_{Psi20,t}^2)$  representa o choque idiossincrático, normalmente distribuído, com média nula e cuja variância condicional segue um processo TARCH(1,1):

$$E(e_{Psi20,t}^2 | I_{t-1}) = \sigma_{Psi20,t}^2 = \omega_{Psi20} + \alpha_{Psi20} e_{Psi20,t-1}^2 + \lambda_{Psi20} d_{Psi20,t-1} e_{Psi20,t-1}^2 + \beta_{Psi20} \sigma_{Psi20,t-1}^2 \quad (14)$$

As mesmas condições de não negatividade e estabilidade deverão ser aplicadas neste modelo.

O retorno médio do Psi20 depende do seu valor, bem como dos valores dos restantes retornos, para o período anterior, permitindo, assim, contabilizar o contágio sobre a média, proveniente de cada um dos restantes retornos, através das variáveis  $R_{i,t-1}$ . Os *spillovers* sobre a volatilidade dos retornos do Psi20 são “medidos” através dos choques idiossincráticos,  $e_{i,t}$ , incluindo os resíduos dos modelos estimados anteriormente como variáveis explicativas na modelação dos retornos portugueses.

De facto, a variância condicional para os retornos do Psi20, baseada na informação disponível até ao período anterior ( $I_{t-1}$ ) é dada por:

$$E(e_{Psi20,t}^2 | I_{t-1}) = h_{Psi20,t} = \Phi_i^2 \sigma_{i,t}^2 + \sigma_{Psi20,t}^2 \quad (15)$$

dependendo da variância dos restantes retornos ( $\sigma_{i,t}^2$ ). O parâmetro  $\Phi_i^2$  determina o efeito *spillover* sobre a volatilidade dos retornos do Psi20 e, caso seja estatisticamente significativo, estamos na presença de contágio do retorno  $i$  sobre a volatilidade da série dos retornos portugueses.

Foi, assim, estimado um modelo completo para os retornos do Psi20, incluindo a totalidade dos retornos, desfasados dum período e os resíduos das suas modelações AR-TARCH. Os resultados observam-se na Tabela 13, donde se conclui que a média condicional dos retornos do Psi20 parece depender apenas dos seus próprios retornos, desfasados dum período, bem como dos retornos dos espanhóis, norte-americanos e ingleses, desfasados de um período. Já a volatilidade dos retornos portugueses parece ser afectada pela generalidade dos restantes, à excepção dos “choques” provenientes dos retornos francês e norte-americano, pelo que a variância condicional dos retornos “inesperados” do Psi20 dependerá das variâncias das séries dos restantes retornos, para além do seu próprio choque idiossincrático (equação (15)).

**Tabela 13: Modelo completo de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20**

Dependent Variable: D(LOG(Psi20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 1/07/1993 12/30/2010				
Included observations: 4244 after adjustments				
Convergence achieved after 30 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,00022	0,00012	1,90871	0,05630
D(LOG(Psi20(-1)))	0,12880	0,01642	7,84298	0,00000
D(LOG(AEX(-1)))	-0,03193	0,01888	-1,69087	0,09090
D(LOG(CAC(-1)))	0,00199	0,01939	0,10271	0,91820
D(LOG(DAX(-1)))	0,01695	0,01382	1,22675	0,21990
D(LOG(IBEX(-1)))	0,07086	0,01472	4,81464	0,00000
D(LOG(MIB30(-1)))	-0,01398	0,01145	-1,22156	0,22190
D(LOG(SPX(-1)))	0,03807	0,01109	3,43405	0,00060
D(LOG(UKX(-1)))	-0,06853	0,01948	-3,51757	0,00040
RESIDAEX	0,08535	0,01615	5,28446	0,00000
RESIDCAC	0,01773	0,01875	0,94572	0,34430
RESIDDAX	0,06814	0,01366	4,98716	0,00000
RESIDIBEX	0,23177	0,01359	17,05753	0,00000
RESIDMIB30	0,05809	0,00970	5,99036	0,00000
RESIDSPX	-0,00071	0,00990	-0,07204	0,94260
RESIDUKX	0,04817	0,01626	2,96178	0,00310
GARCH = C(17) + C(18)*RESID(-1)^2 + C(19)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(20)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00000	0,00000	9,87833	0,00000
RESID(-1)^2	0,08044	0,01058	7,60418	0,00000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,09190	0,01334	6,88801	0,00000
GARCH(-1)	0,83010	0,01143	72,60453	0,00000

Fonte: Eviews 6

Considerando o elevado número de coeficientes não significativos, estimou-se um modelo reduzido, restringindo o número de variáveis  $R_{i,t-1}$  e o número de variáveis  $e_{i,t}$ . Os resultados, dados pela Tabela 14, indicam que não existem coeficientes estatisticamente não significativos (individual ou conjuntamente), permanecendo válidas as anteriores conclusões: existe efeito contágio por parte dos retornos considerados sobre os retornos e variância do Psi20.

De salientar que, nas modelações individuais de cada um dos retornos, é assumida a independência entre os seus “choques” idiossincráticos, isto é,

$$\varepsilon_{i,t} = e_{i,t} \quad (16)$$

Todavia, tal não é verdade relativamente aos retornos “inesperados” portugueses, já que são dados por:

$$\varepsilon_{\text{Psi20},t} = \Phi_i e_{i,t} + e_{\text{Psi20},t} \quad (17)$$

sendo a sua variância condicional dada pela equação (15), dependendo da variância dos “choques” contemporâneos de cada um dos restantes retornos, para além do seu próprio “choque” idiossincrático.

**Tabela 14: Modelo reduzido de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20**

Dependent Variable: D(LOG(Psi20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 1/07/1993 12/30/2010				
Included observations: 4244 after adjustments				
Convergence achieved after 29 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,00022	0,00012	1,92299	0,05450
D(LOG(Psi20(-1)))	0,12587	0,01589	7,92158	0,00000
D(LOG(IBEX(-1)))	0,06147	0,01271	4,83800	0,00000
D(LOG(SPX(-1)))	0,03800	0,00979	3,88202	0,00010
D(LOG(UKX(-1)))	-0,08410	0,01537	-5,47197	0,00000
RESIDAEX	0,09105	0,01508	6,03608	0,00000
RESIDDAX	0,07095	0,01278	5,54955	0,00000
RESIDIBEX	0,23656	0,01286	18,40164	0,00000
RESIDMIB30	0,05936	0,00954	6,22182	0,00000
RESIDUKX	0,05279	0,01497	3,52655	0,00040
GARCH = C(11) + C(12)*RESID(-1)^2 + C(13)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(14)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00000	0,00000	10,00368	0.0000
RESID(-1)^2	0,08045	0,01032	7,79643	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,09098	0,01308	6,95638	0.0000
GARCH(-1)	0,83085	0,01110	74,86081	0.0000

Fonte: Eview s 6

Assim, é possível medir a proporção da variância dos retornos inesperados do Psi20 causada por cada um dos *spillovers* sobre a volatilidade, provenientes de cada um dos restantes retornos. Para os devidos efeitos, foram calculados os seguintes rácios da variância (Christiansen, 2007):

$$VR_{Psi20,t}^i = (\Phi_{i,t}^2 / \sigma_{i,t}^2) / h_{Psi20,t} \quad (18)$$

onde  $h_{Psi20,t}$  é dado pela equação (15) e  $i = Aex, Dax, Ibex, Mib30$  e  $Ukx$ .

Dado que os rácios da variância variam entre 0 e 1, o remanescente representa a parte da variância dos retornos “inesperados” do Psi20, dada unicamente pelos factores internos:

$$VR_{Psi20,t}^{Psi20} = (\sigma_{Psi20,t}^2 / h_{Psi20,t}) / h_{Psi20,t} = 1 - VR_{Psi20,t}^i \quad (19)$$

Os valores médios, obtidos no cálculo dos referidos rácios, são apresentados na Tabela 15, mostrando que, em média, ainda são os factores internos os principais determinantes da volatilidade dos retornos portugueses, sendo apenas uma pequena parte da sua variância (10,65%) explicada pelos factores externos, destacando especialmente a influência do Ibex (em média, 7,86% da volatilidade dos retornos portugueses é explicada pela volatilidade nos retornos espanhóis).

**Tabela 15: Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos *spillover*/contágio para os retornos do Psi20**

Retornos	Rácios da Variância
Aex	1,22%
Dax	0,77%
Ibex	7,86%
Mib30	0,54%
Ukx	0,27%
<b>VR<sup>Psi20</sup><sub>Psi20</sub></b>	<b>89,35%</b>

Os mesmos modelos foram estimados para cada um dos sub-períodos aqui considerados, numa tentativa de perceber se estes aumentam do primeiro para o segundo sub-período.

Inicialmente, foi estimado um modelo de contágio completo para cada um dos sub-períodos, no entanto, apresentam-se apenas os correspondentes modelos reduzidos, onde se incluem apenas as variáveis cujos coeficientes apresentam significância estatística. Tais modelos encontram-se em anexo nas Tabelas 16 e 17, respectivamente.

Enquanto no primeiro sub-período, além de depender dos seus próprios retornos, desfasados dum período, o retorno médio português dependia igualmente dos retornos, desfasados dum período, dos retornos espanhol, norte-americano e inglês; no segundo sub-período o contágio sobre a média dos retornos portugueses provinha da Holanda, Alemanha, EUA e RU.

Relativamente à volatilidade, verifica-se a presença de *spillovers* por parte dos retornos holandês, alemão, espanhol e italiano, no período “estável”, e *spillovers* por parte dos retornos espanhol, italiano, estadunidense e inglês, para o período “crítico”.

Da mesma forma, foram calculados os rácios da variância para cada um dos sub-períodos, cujos resultados (valores médios) são apresentados nas Tabelas 20 e 21 (consultar anexo).

Pela sua observação, constata-se que o efeito de contágio é, em média, superior no segundo sub-período considerado, sendo a percentagem da volatilidade dos retornos do Psi20, explicada apenas pelos seus próprios factores internos, consideravelmente inferior no primeiro sub-período, suportando empiricamente o estipulado pela teoria financeira: o contágio é mais forte em períodos de crise (Pereira, 2006). Novamente, destaque para a influência do Ibex, cuja volatilidade, no segundo sub-período, permite explicar, em média, cerca de 18% da volatilidade dos retornos portugueses.

#### 4.7. Avaliação e comparação dos Modelos estimados

Pretende-se aqui determinar qual dos modelos estimados é mais adequado para explicar o comportamento da volatilidade dos retornos portugueses, para a totalidade da amostra. Nesse sentido, será apelidado de Modelo 1 o modelo AR-TARCH para os retornos do Psi20 estimado na secção 4.5, de Modelo 2 o modelo completo de efeitos *spillover*/contágio para os retornos do Psi20 e de Modelo 3 o modelo reduzido de efeitos *spillover*/contágio para os mesmos retornos.

Os modelos estimados devem ser avaliados quanto: à sua qualidade, medida pela verificação das condições de estacionaridade e não negatividade e pela significância estatística dos parâmetros; e ao ajustamento, através dos correlogramas (estandardizados e dos quadrados) e histograma dos resíduos. Para simplificar a comparação entre os modelos, apresentam-se na Tabela 18 um resumo dos referidos indicadores, bem como dos principais critérios de informação usualmente utilizados na selecção de modelos (Tabela 19).

Existindo contágio por parte dos restantes sobre os retornos portugueses, não será de estranhar que a sua modelação através dum simples AR(1)-TARCH(1,1) (Modelo 1) não seja a especificação adequada para este processo.

Se, conforme verificado, a média condicional destes retornos responde às alterações, ocorridas no período anterior, nalguns dos restantes retornos e, se a sua volatilidade (variância condicional) depende da volatilidade (variância condicional) dos restantes retornos (à excepção do francês e norte-americano), é natural que qualquer um dos outros modelos estimados se mostre preferível.

**Tabela 18: Avaliação da qualidade e do ajustamento dos modelos**

Modelo	Avaliação da qualidade do Modelo			Avaliação do ajustamento do Modelo		
	Estacionaridade	Não-negatividade	Significância Estatística	Correlograma Resíduos Estandarizados	Correlograma Quadrado dos Resíduos	Histograma dos Resíduos
1	$0,13241 < 1$ $0,98913 < 1$	$\varphi_1 > 0$ ; $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$	todos os coeficientes são estatisticamente significativos	resíduos autocorrelacionados	comportamento semelhante ao de um ruído branco	rej. normalidade
2	$0,12880 < 1$ $0,95649 < 1$	$\varphi_1 > 0$ ; $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$	6 coeficientes estatisticamente não significativos	não existe autocorrelação	comportamento semelhante ao de um ruído branco	rej. normalidade
3	$0,12587 < 1$ $0,95678 < 1$	$\varphi_1 > 0$ ; $\alpha_0, \alpha_1, \beta_1 > 0$	todos os coeficientes são estatisticamente significativos	não existe autocorrelação	comportamento semelhante ao de um ruído branco	rej. normalidade

Fonte: Eviews 6

**Tabela 19: Principais critérios de informação**

Modelo	Critérios de Informação		
	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	-6,47825	-6,46926	-6,47507
2	-6,89359	-6,86365	-6,88301
3	-6,89533	-6,87437	-6,88792

Fonte: Eviews 6

Introduzindo os termos  $R_{i,t-1}$  e  $e_{i,t}$  como variáveis explicativas na modelação do comportamento médio dos retornos portugueses, a autocorrelação residual desaparece. Também no que respeita aos critérios de informação para os três modelos propostos, o primeiro é aquele que maximiza as estatísticas apresentadas (Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn) quando o que se pretende é a sua minimização (Wooldridge, 2006).

Excluí-se, assim, qualquer tentativa de especificação pura e simplesmente individual da série dos retornos do Psi20. De facto, tendo já concluído a favor da presença de cointegração entre os índices e verificando-se, inclusive, a existência de certas relações de causalidade (precedência temporal) entre os retornos, a rejeição da especificação “individual” para modelar a série dos retornos portugueses é considerada mais um indício de contágio: os retornos do Psi20 são também determinados por factores comuns (externos), além dos factores internos. A conjuntura actual faz prova do que aqui acabou de ser afirmado, tendo-se registado quedas acentuadas nas cotações do Psi20, derivadas dos receios de contágio da crise sobre a Zona Euro.

Relativamente aos dois últimos modelos, o Modelo 3, além de mais parcimonioso (menos seis parâmetros a estimar que o Modelo 2), apresenta significância estatística para todos os seus coeficientes e é, dos três, aquele que minimiza os critérios de informação apresentados.

Sendo o objectivo primordial deste trabalho, construir um modelo para a volatilidade dos retornos do índice nacional português, não como um índice individual, mas como uma peça dum mercado financeiro mais amplo e integrado, e tendo em conta as conclusões retiradas dos quadros expostos, foi escolhido o Modelo 3 para descrever o comportamento dos seus

retornos, evidenciando as ligações com os mercados externos que mais contribuem para as suas variações.

## 5. Conclusões

Na secção 2.1 foram referidas as duas principais vertentes subdivisíveis da teoria da internacionalização dos mercados de títulos. Este estudo identifica-se com a segunda vertente, concluindo-se acerca da crescente integração dos principais mercados bolsistas e a sua ligação com o principal *driver* dos mercados internacionais: Estados Unidos da América.

De acordo com o objectivo, foram definidas, no capítulo três, três hipóteses às quais se pretendeu dar resposta no decorrer da investigação.

Recorrendo-se às cotações de fecho dum conjunto de índices bolsistas seleccionados, foi obtido o suporte estatístico necessário para validar ou refutar cada uma das hipóteses, nomeadamente, pelo cálculo dos coeficientes de correlação linear, dos testes de causalidade de Granger e Sistemas de Johansen e, finalmente, através do uso de regressões da classe de modelos de heterocedasticidade condicional, para modelar os segundos momentos dos retornos do Psi20.

Relativamente à primeira hipótese colocada, aplicando os Sistemas de Johansen verifica-se a existência de duas equações de cointegração para o período total da amostra. Existe, portanto, evidência estatística favorável à presença de um equilíbrio de longo prazo no qual o sistema de mercados analisado converge ao longo do tempo, não sendo a Hipótese 1 rejeitada. Aliás, observando apenas a Figura 1 (secção 4.1) podemos notar um certo comovimento entre os índices observados, evidenciando tendências de crescimento comuns. No entanto, sendo que qualquer crise provoca quebras estruturais, subdividindo o período da amostra, a cointegração mantém-se válida no período anterior à crise, não sendo verificada qualquer relação de equilíbrio a partir do início da crise.

Realizaram-se ainda testes de causalidade de Granger, numa óptica de curto prazo, procurando averiguar a existência de precedências temporais (causalidade) entre os retornos. Entre 1993 e 2010 verifica-se a bicausalidade entre os retornos do Psi20 e os retornos holandês, inglês e norte-americano. A bicausalidade é mais acentuada no pós-crise, onde o índice português mantém relações bidireccionais com a generalidade dos restantes índices, exceptuando o Ibex; contrastando com o período anterior em que a bicausalidade é apenas significativa entre os retornos portugueses e norte-americanos.

A aplicação do teste de Engle para efeitos ARCH ao modelo de regressão linear, dado pela equação (6) (secção 4.5), confirma a presença de um modelo tipo ARCH nas rendibilidades logarítmicas (retornos) do índice português, levando-nos a rejeitar a Hipótese 2.

Assim, e tendo em conta as estatísticas calculadas na Tabela 1 (secção 4.1), foi utilizado um modelo TARCH(1,1), preferencialmente ao GARCH(1,1), para que não só capturasse a leptocurtose e a “autocorrelação” na variância, mas também o efeito assimétrico presente nos retornos portugueses. Verifica-se, então, a significância estatística do parâmetro (positivo) de assimetria, evidenciando maiores incrementos da volatilidade após choques negativos do que após choques positivos de igual magnitude. Desta forma, confirma-se que “más notícias” tendem a ter efeitos mais significativos nos mercados de acções do que “boas”.

Finalmente, definiu-se uma terceira hipótese relativa à possível existência de efeitos *spillover* sobre a média e variância condicionais da série dos retornos do Psi20. Para a testar, foi adoptada uma metodologia semelhante à utilizada por Christiansen (2007).

O modelo aceite, incluindo apenas as variáveis de poder explicativo estatisticamente significativo, concluiu pela presença de *spillovers* por parte dos retornos, desfasados dum



período, dos retornos norte-americano, espanhol e inglês, sobre os retornos médios do Psi20. Para as novas variáveis explicativas, construídas a partir dos resíduos das estimações dos retornos, individualmente, rejeita-se a hipótese de nulidade da generalidade dos respectivos coeficientes, exceptuando os correspondentes aos retornos francês e estadunidense, confirmando que a volatilidade portuguesa é “contagiada” pelas variações sofridas nas restantes séries dos retornos dos índices bolsistas. Já que a teoria financeira relaciona a presença de contágio com a ocorrência de crises financeiras, o modelo foi igualmente estimado para cada um dos sub-períodos, exibindo maior incidência de *spillovers* no período crítico, em particular sobre a média dos retornos do Psi20.

Sendo verificada a presença de contágio sobre o retorno português, a Hipótese 3 não é rejeitada: as variações do índice português podem ser explicadas, em parte, pelas variações ocorridas nos restantes índices.

Tentando “contabilizar” esse efeito “contágio”, foram calculados os rácios da variância, isto é, foram calculadas as proporções em que cada um dos restantes retornos, incluídos na especificação seleccionada (Modelo 3), contribuiu para explicar a volatilidade da série dos retornos do índice bolsista português. Embora factores internos continuem a mostrar-se componentes fulcrais nas alterações na volatilidade dos retornos do Psi20, as variações nos retornos espanhóis apresentam uma influência considerável sobre a volatilidade dos retornos nacionais, especialmente no período pós-crise onde permitem explicar 18,90% das alterações verificadas.

## 6. Limitações e Pesquisa futura

O período total considerado na elaboração deste trabalho, sobre o qual incidiu a grande maioria dos testes realizados e a partir do qual foram construídos os modelos de hipóteses, compreende dezoito anos de história das economias e dos mercados, onde se incluí a grave crise económica que assolou o mundo a partir de 2007. Assim, a possibilidade de existirem quebras estruturais nos dados é elevada o que poderá influenciar alguns dos resultados aqui obtidos.

Também os resultados dos Sistemas de Johansen e dos Testes de Causalidade de Granger (embora aqui não se apresentem os resultados utilizando como variável dependente cada um dos restantes índices) parecem sugerir que as conclusões obtidas, relativas à presença de contágio sobre o Psi20, permaneceriam válidas para a maioria dos restantes índices considerados. Assim, em alternativa, poderiam ter sido utilizados testes multivariados (num contexto VAR), para testar tal hipótese, no entanto, apesar de interessantes, ultrapassariam o âmbito deste trabalho, uma vez que este se centra unicamente no índice bolsista de referência português. Esta é uma linha de pesquisa que seria interessante aprofundar no futuro.

Ainda no que respeita aos testes de causalidade, a presença de heterocedasticidade nas séries, associada à alta frequência dos dados, poderá enviesar as análises de inferência estatística neste tipo de testes, o que poderá ser responsável pelo elevado número de relações de causalidade verificadas neste trabalho.

Para além disso, seria interessante aprofundar a questão dos *spillovers*, nomeadamente construindo um índice europeu agregado e testando a sua significância na explicação do comportamento dos retornos portugueses.

## 7. Referências Bibliográficas

- Abad, P., Chuliá, H. e Gómez-Puig, M.(2010), EMU and European government bond market integration, *Journal of Banking and Finance*, Vol.34,p. 2851-2860
- Agmon, T. (1972), The relations among equity markets: a study of share price co-movements in the United States, United Kingdom, Germany and Japan, *The Journal of Finance*, Vol.27 N.4
- \_\_\_ (1973), Country Risk: The Significance of the Country Factor for Share Price Movements in the United Kingdom, Germany and Japan, *The Journal of Finance*, Vol.46 N.1
- Baillie, R. T. e Bollerslev, T. (2002), The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.20 No.1, p.60-68
- Bekaert, G., Harvey, C. R. e Ng, A. (2005), Market Integration and Contagion, *Journal of Bussiness*, Vol.78 N.1
- \_\_\_, e Hodrick, R. (1992), Characterizing Predictable Components en Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets, *The Journal of Finance*, Vol. 4, p.467 – 509
- Bollerslev, T. (1986), Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, p.307-327
- \_\_\_, e Wooldridge, J. M. (1992), Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances, *Econometric Reviews* 11 (2), p.143-172
- Brooks, C. (2002), Introductory Econometrics for Finance, *the Press Syndicate of the University of Cambridge and copyrighted*, Second Edition
- \_\_\_, Henry, O.T. e Persaud, G., (1999), Optimal Hedging and the Value of News, *Department of Economics - Working Papers Series 717*, The University of Melbourne
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., e MacKinlay, A. C. (1997), The Econometrics of Financial Markets, *Princeton University Press and copyrighted*, by Princeton University Press.
- Christiansen, C. (2007), Volatility-Spillover Effects in European Bond Markets, *European Financial Management*, Vol.13, No.5, p. 923-948
- Clare, A. D., Maras, M. e Thomas, S. H. (1995), The Integration and Efficiency of International Bond Markets, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.22(2), 0306-686 X
- Dickey, D. A. e Fuller, W. A. (1979), Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, Issue 366, p.427-431
- Dickinson, D. (2007), in Financial Markets and Global Integration, “50 years of EU Economy Dynamics”, *Integration, Financial Markets and Innovations*
- Dungey, M., Fry, R., Gonzalez-Hermosillo, B. e Martin, V. L. (2004), Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies, IMF Working Paper No.78
- Engle, R. F. (2000), Financial Econometrics – A New Discipline with New Methods, UCSD and NYU
- \_\_\_ (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, Vol.50 No.4, p.987-1007

- \_\_\_\_ e Granger, C. W. J. (1987), Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol. 55, Issue 2, p. 251-276
- Fama, E. F. (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *The Journal of Finance*, Chicago: American Finance Association, v.25, n.2, p.383-417
- \_\_\_\_ (1991), Efficient capital markets II, *The Journal of Finance*, Chicago: American Finance Association, v. 46, n. 5, p. 1575-1617
- Forbes, K. J. e Rigobon, R. (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *The Journal of Finance*, Vol. LVII, No.5
- Fratzscher, M. (2000), On Currency Crises and Contagion, *Institute for International Economics*, Working Paper 00-9
- Glick, R. e Rose, A. K. (1999), Why are Currency Crises Contagious?, *NBER Working Paper #6806*
- Grubel, H. G. e Fadner, K. (1971), The Interdependence of International Equity Markets, *The Journal of Finance*, Vol. 26 N.1
- Hardouvelis, G. A., Malliaropulos, D. e Priestley, R. (2006), EMU and European Stock Market Integration, *Journal of Business*, Vol.79, No.1
- Harris, R. e S. (2003), Robert, Applied Time Series Modelling and Forecasting, *John Wiley & Sons Ltd*, Copyright
- Hinich, M. J. e Patterson, D. M. (1985), Evidence of NonLinearity in Daily Stock Returns, *Journal of Bussiness & Economic Statistics*, Vol.3 No.1
- Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, p. 231 – 254
- \_\_\_\_ (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, p. 1551 – 1580
- \_\_\_\_, e Juselius, K. (1990), Maximum Likelihood Estimations and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, p. 169 – 210
- Kendall, M.G. e Stuart, A. (1961), The Advanced Theory of Statistics, *Charles Griffin Publishers*, Nova Iorque
- Khalid, A. M. e Rajaguru, G. (2006), Financial Market Contagion or Spillovers Evidence from Asian Crisis using Multivariate GARCH Approach, <http://www.docs.fce.unsw.edu.au/banking/seminar/2006/Khalid.pdf>
- King, M. A. e Wadhwani, S. (1990), Transmission of Volatility between Stock Markets, *The Review of Financial Studies*, Vol. 3 N.1, *National Bureau of Economic Research Conference: Stock Market Volatility and the Crash, Dorado Beach*, p. 5 – 33
- Laopodis, N. T. (2008), Government Bond Market Integration within European Union, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 19, p. 1450-2887
- Leamer, E. E. (1985), Vector Autoregressions for Causal Inference, *Journal of Monetary Economics*, p. 255-304
- Lessard, D. R. (1976), World, Country, and Industry Relationships in Equity Returns, Implications for risk reduction through International Diversification, *Financial Analysts Journal*, p.32-38

- Lin, W., Engle, R. F. e Ito, T. (1994), Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility, *The Review of Financial Studies*, Vol. 7 N. 3, p. 507 – 538
- Ling, S. e McAleer, M. (2002), Stationarity and the existence of moments of a family of GARCH processes, *Journal of Econometrics* 106, p. 109 - 117
- Mills, T. e Markellos, R. N. (2008), The Econometric Modelling of Financial Time Series, *Cambridge University Press*, 3ª Edição
- Mills, T. C. e Mills, A. G. (1991), The International Transmission of Bond Market Movements, *Bulletin of Economic Research*, Vol.43, Issue 3, p.273-281
- Otuki, T. F., Radavelli, C. H., Seabra, F. e Affonso da Costa Jr., N. C. (2008), Assimetria na Volatilidade dos Retornos Revisitada: IBOVESPA, Merval e INMEX, *Revista de Gestão USP*, São Paulo, Vol.5 N.4, p. 71-84
- Palermo, P., Carlos, A. P., Moraes, I. A. C. e Portugal, M. S. (2002), Uma Investigação sobre os Co-Movimentos na Volatilidade dos Par - Bonds Latino-Americanos, publicação acadêmica, <http://www.ufrgs.br/propesq/livrosalao/patricia.pdf>
- Peña, D. (2005), Análisis de series temporales, Ciencias Sociales *Alianza Editorial*, S.A. Madrid
- Pereira, P. e Marçal, E. (2006), Testando a Hipótese de Contágio a partir de Modelos Multivariados de Volatilidade, [http://eespfgvspbr.tempsite.ws/\\_upload/publicacao/48bc46dfb7389.pdf](http://eespfgvspbr.tempsite.ws/_upload/publicacao/48bc46dfb7389.pdf)
- Rabemananjara, R. e Zakoian, J. M. (1993), Threshold Arch Models and Asymmetries in Volatility, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.8 N.1, p. 31-49
- Rijckeghem, C. V. e Weder, B. (1999), Sources of Contagion: Finance or Trade?, *International Monetary Fund, Research Department*, Working Paper/99/146
- Roberts, H. (1967), Statistical versus clinical prediction of the stock market. Em: CONFERENCE OF SECURITIES PRICE ANALYSIS, Chicago, *Unpublished Work*.
- Sharpe, W. F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, Vol.19 N.3
- Taylor, M. P. e Tonks, I. (1989), The Internationalization of Stock Markets and the Abolition of U.K. Exchange Control, *The Review of Economics and Statistics*, 332-336, Copyright
- Wooldridge, J. M. (2006), Introductory Econometrics A Modern Approach, 3ª edição, Thomson South-Western COPYRIGHT

## 8. Anexos

**Tabela 6:** Teste de Cointegração de Johansen, entre 1993/01/04 e 2010/12/30

Sample (adjusted): 1/12/1993 12/30/2010 Included observations: 4241 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend  Series: LOG(AEX) LOG(CAC) LOG(DAX) LOG(IBEX) LOG(MIB30) LOG(PSI20) LOG(SPX) LOG(UKX)  Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,01414	194,50920	159,52970	0,00020
At most 1 *	0,01188	134,10920	125,61540	0,01370
At most 2	0,00788	83,40644	95,75366	0,26000
At most 3	0,00424	49,84359	69,81889	0,64460
At most 4	0,00330	31,81645	47,85613	0,62230
At most 5	0,00217	17,78195	29,79707	0,58220
At most 6	0,00192	8,55357	15,49471	0,40830
At most 7	0,00009	0,38574	3,84147	0,53450
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,01414	60,40003	52,36261	0,00620
At most 1 *	0,01188	50,70272	46,23142	0,01560
At most 2	0,00788	33,56285	40,07757	0,22510
At most 3	0,00424	18,02714	33,87687	0,87630
At most 4	0,00330	14,03450	27,58434	0,82020
At most 5	0,00217	9,22838	21,13162	0,81360
At most 6	0,00192	8,16784	14,26460	0,36190
At most 7	0,00009	0,38574	3,84147	0,53450
Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level **MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fonte: Eviews 6

**Tabela 7:** Teste de Cointegração de Johansen (1993/01/04 a 2007/05/31 e 2007/06/01 a 2010/12/30)

Sample (adjusted): 1/12/1993 5/31/2007 Included observations: 3362 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LOG(AEX) LOG(CAC) LOG(DAX) LOG(IBEX) LOG(MIB30) LOG(PSI20) LOG(SPX) LOG(UKX) Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,01568	182,01300	159,52970	0,00170
At most 1 *	0,01214	128,88630	125,61540	0,03120
At most 2	0,00886	87,83464	95,75366	0,15480
At most 3	0,00606	57,92371	69,81889	0,30460
At most 4	0,00547	37,49895	47,85613	0,32440
At most 5	0,00280	19,05773	29,79707	0,48880
At most 6	0,00193	9,62944	15,49471	0,31030
At most 7	0,00093	3,14068	3,84147	0,07640
Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,01568	53,12666	52,36261	0,04160
At most 1 *	0,01214	41,05168	46,23142	0,16180
At most 2	0,00886	29,91093	40,07757	0,42970
At most 3	0,00606	20,42475	33,87687	0,72660
At most 4	0,00547	18,44123	27,58434	0,45880
At most 5	0,00280	9,42829	21,13162	0,79650
At most 6	0,00193	6,48876	14,26460	0,55130
At most 7	0,00093	3,14068	3,84147	0,07640
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fonte: Eviews 6

Sample (adjusted): 1/12/1993 12/30/2010 Included observations: 4241 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend Series: LOG(AEX) LOG(CAC) LOG(DAX) LOG(IBEX) LOG(MIB30) LOG(PSI20) LOG(SPX) LOG(UKX) Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0,05458	150,34010	159,52970	0,14170
At most 1	0,03967	101,28360	125,61540	0,56110
At most 2	0,02408	65,90960	95,75366	0,84290
At most 3	0,02240	44,60710	69,81889	0,84320
At most 4	0,01505	24,80709	47,85613	0,92370
At most 5	0,00944	11,55266	29,79707	0,94630
At most 6	0,00372	3,25902	15,49471	0,95390
At most 7	0,00000	0,00004	3,84147	0,99670
Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None	0,05458	49,05644	52,36261	0,10500
At most 1	0,03967	35,37404	46,23142	0,43630
At most 2	0,02408	21,30250	40,07757	0,93950
At most 3	0,02240	19,80001	33,87687	0,77030
At most 4	0,01505	13,25444	27,58434	0,87040
At most 5	0,00944	8,29364	21,13162	0,88490
At most 6	0,00372	3,25897	14,26460	0,92800
At most 7	0,00000	0,00004	3,84147	0,99670
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fonte: Eviews 6

**Tabela 9:** Teste de Causalidade de Granger, entre 1993/01/04 e 2007/05/31 e entre 2007/06/01 e 2010/12/30

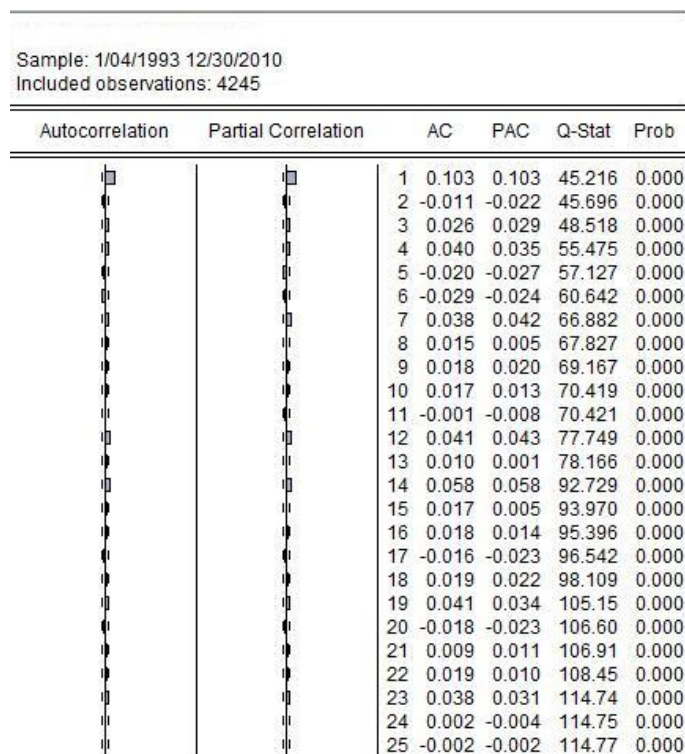
**Teste de Causalidade de Granger**

$H_0$ : X não "Granger-causa" Y

X	Y	1993 - 2007		2007 - 2010	
		estatística-F	valor-p	estatística-F	valor-p
D(LOG(PSI20))	D(LOG(AEX))	3,259	0,006	5,242	0,000
	D(LOG(CAC))	3,663	0,003	5,248	0,000
	D(LOG(DAX))	2,329	0,040	5,347	0,000
	D(LOG(IBEX))	2,877	0,014	3,659	0,003
	D(LOG(MIB30))	4,680	0,000	3,616	0,003
	D(LOG(SPX))	3,994	0,001	2,230	0,050
	D(LOG(UKX))	2,946	0,012	4,695	0,000
D(LOG(AEX))	D(LOG(PSI20))	2,096	0,063	3,537	0,004
D(LOG(CAC))		0,719	0,609	3,093	0,009
D(LOG(DAX))		1,231	0,292	2,895	0,013
D(LOG(IBEX))		2,201	0,052	1,228	0,294
D(LOG(MIB30))		0,858	0,509	2,217	0,051
D(LOG(SPX))		27,035	0,000	19,063	0,000
D(LOG(UKX))		1,846	0,101	3,001	0,011

Fonte: Eviews 6

**Figura 3:** Correlograma da série D(LOG(PSI20))



Fonte: Eviews 6

**Figura 4:** Correlograma dos resíduos estandardizados da estimação AR(1)-GARCH(1,1) de  $D(\text{LOG}(\text{PSI20}))$

Sample: 1/07/1993 12/30/2010  
Included observations: 4244  
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.029	0.029	3.5806	
		2	0.031	0.030	7.6769	0.006
		3	0.051	0.049	18.789	0.000
		4	0.041	0.037	25.940	0.000
		5	0.005	-0.000	26.034	0.000
		6	0.007	0.003	26.272	0.000
		7	0.057	0.053	40.091	0.000
		8	0.017	0.012	41.317	0.000
		9	0.016	0.011	42.344	0.000
		10	0.036	0.029	47.761	0.000
		11	0.012	0.004	48.352	0.000
		12	0.018	0.014	49.789	0.000
		13	0.017	0.011	50.965	0.000
		14	0.042	0.035	58.615	0.000
		15	0.004	-0.002	58.693	0.000
		16	0.005	-0.001	58.797	0.000
		17	-0.003	-0.012	58.848	0.000
		18	0.049	0.046	69.295	0.000
		19	0.031	0.027	73.347	0.000
		20	0.018	0.012	74.722	0.000
		21	0.007	-0.004	74.945	0.000
		22	0.029	0.020	78.436	0.000
		23	0.026	0.020	81.320	0.000
		24	0.020	0.015	83.082	0.000
		25	0.003	-0.007	83.114	0.000

Fonte: Eviews 6

**Figura 5:** Correlograma dos resíduos estandardizados da estimação AR(1)-TARCH(1,1) de  $D(\text{LOG}(\text{PSI20}))$

Sample: 1/07/1993 12/30/2010  
Included observations: 4244  
Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.022	0.022	1.9891	
		2	0.030	0.030	5.8390	0.016
		3	0.049	0.048	16.038	0.000
		4	0.042	0.039	23.474	0.000
		5	0.004	-0.001	23.535	0.000
		6	0.005	0.001	23.657	0.000
		7	0.059	0.056	38.705	0.000
		8	0.016	0.012	39.821	0.000
		9	0.016	0.012	40.930	0.000
		10	0.037	0.031	46.903	0.000
		11	0.013	0.006	47.642	0.000
		12	0.015	0.011	48.600	0.000
		13	0.018	0.013	50.025	0.000
		14	0.043	0.035	57.772	0.000
		15	0.006	0.001	57.931	0.000
		16	0.007	0.001	58.138	0.000
		17	0.000	-0.009	58.138	0.000
		18	0.050	0.046	68.943	0.000
		19	0.031	0.027	73.120	0.000
		20	0.019	0.013	74.681	0.000
		21	0.010	-0.001	75.121	0.000
		22	0.028	0.019	78.571	0.000
		23	0.027	0.021	81.676	0.000
		24	0.020	0.015	83.368	0.000
		25	0.004	-0.006	83.432	0.000

Fonte: Eviews 6



**Tabela 16:** Modelo reduzido de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2007/05/31

Dependent Variable: D(LOG(Psi20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 1/07/1993 5/31/2007				
Included observations: 3365 after adjustments				
Convergence achieved after 31 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0,00036	0,00013	2,78116	0,00540
D(LOG(Psi20(-1)))	0,14340	0,01756	8,16883	0,00000
D(LOG(IBEX(-1)))	0,06143	0,01299	4,72905	0,00000
D(LOG(SPX(-1)))	0,02813	0,01162	2,42193	0,01540
D(LOG(UKX(-1)))	-0,06475	0,01713	-3,77880	0,00020
RESIDAEX	0,10622	0,01450	7,32331	0,00000
RESIDDAEX	0,09611	0,01326	7,25072	0,00000
RESIDIBEX	0,17809	0,01369	13,00933	0,00000
RESIDMIB30	0,03876	0,00918	4,22445	0,00000
GARCH = C(10) + C(11)*RESID(-1)^2 + C(12)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(13)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00000	0,00000	8,99175	0,00000
RESID(-1)^2	0,08790	0,01120	7,85077	0,00000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,06764	0,01287	5,25500	0,00000
GARCH(-1)	0,85005	0,01034	82,24036	0,00000

Fonte: Eview s 6

**Tabela 17:** Modelo reduzido de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20, entre 2007/06/01 e 2010/12/30

Dependent Variable: D(LOG(Psi20))				
Method: ML - ARCH (BHHH) - Normal distribution				
Sample (adjusted): 6/05/2007 12/30/2010				
Included observations: 877 after adjustments				
Convergence achieved after 10 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0,00061	0,00026	-2,37367	0,01760
D(LOG(Psi20(-1)))	0,11088	0,03175	3,49219	0,00050
D(LOG(AEX(-1)))	-0,09053	0,04217	-2,14652	0,03180
D(LOG(DAX(-1)))	0,09568	0,04164	2,29808	0,02160
D(LOG(SPX(-1)))	0,06104	0,01997	3,05737	0,00220
D(LOG(UKX(-1)))	-0,08855	0,04390	-2,01704	0,04370
RESIDIBEX	0,39571	0,02890	13,69324	0,00000
RESIDMIB30	0,12277	0,03719	3,30094	0,00100
RESIDSPX	-0,05089	0,01970	-2,58275	0,00980
RESIDUKX	0,17264	0,03285	5,25475	0,00000
GARCH = C(11) + C(12)*RESID(-1)^2 + C(13)*RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0) + C(14)*GARCH(-1)				
Variance Equation				
C	0,00001	0,00000	4,01974	0,00010
RESID(-1)^2	0,07870	0,02606	3,01958	0,00250
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0,16362	0,04790	3,41609	0,00060
GARCH(-1)	0,75609	0,03901	19,38086	0,00000

Fonte: Eview s 6

**Tabela 20:** *Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20, entre 1993/01/04 e 2007/05/31*

Retornos	Rácios da Variância
Aex	1.78%
Dax	1.77%
Ibex	4.75%
Mib30	0.26%
$VR^{Psi20}_{Psi20}$	91.44%

**Tabela 21:** *Rácios da Variância para o Modelo reduzido de efeitos spillover/contágio para os retornos do Psi20, entre 2007/06/01 e 2010/12/30*

Retornos	Rácios da Variância
Ibex	18.90%
Mib30	1.68%
Spx	0.28%
Ukx	2.65%
$VR^{Psi20}_{Psi20}$	79.42%